

VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA FINANČÍ

Úrokové sazby jako indikátor vývoje cen akcií

Interest Rates as the Stock Prices Movements Indicator

Student: Bc. Júlia Nogová

Vedoucí diplomové práce: prof. Ing. Lumír Kulháněk, CSc.

Ostrava 2015

Zadání diplomové práce

Student: **Bc. Júlia Nogová**
Studijní program: N6202 Hospodářská politika a správa
Studijní obor: 6202T010 Finance
Téma: **Úrokové sazby jako indikátor vývoje cen akcií**
Interest Rates as the Stock Prices Movements Indicator

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
 2. Teoretické souvislosti vývoje úrokové míry a cen aktiv
 3. Charakteristika použitých ekonometrických metod
 4. Modelování vazeb mezi úrokovými sazbami a akciovým indexem
 5. Závěr
- Seznam použité literatury
Seznam zkratk
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce
Seznam příloh
Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:


CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 2. vyd. Praha: Ekopress, 2013. 538 s. ISBN 978-80-86929-93-4.
MISHKIN, Frederic S. *The economics of money, banking and financial markets*. 10th ed. Boston: Pearson, 2013. 622 s. ISBN 01-327-7024-5.
POLOUČEK, Stanislav a kol. *Peníze, banky, finanční trhy*. Praha: C.H. Beck, 2009. 414 s. ISBN 978-80-7400-152-9.

Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.


Vedoucí diplomové práce: **prof. Ing. Lumír Kulhánek, CSc.**

Datum zadání: 21.11.2014

Datum odevzdání: 25.04.2015

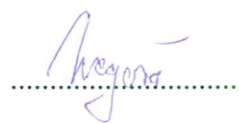

Ing. Iveta Ratmanová, Ph.D.
vedoucí katedry




prof. Dr. Ing. Dana Dluhošová
děkanka fakulty

Prohlašuji, že jsem celou práci, včetně všech příloh, vypracovala samostatně.

V Ostravě, 23. 04. 2015



Bc. Júlia Nogová

Ďakujem vedúcemu mojej diplomovej práce pánovi prof. Ing. Lumírovi Kulhánkovi,
CSc. za odbornú pomoc a podporu pri jej vypracovaní.

Obsah

1	ÚVOD	5
2	TEORETICKÉ SÚVISLOSTI VÝVOJA ÚROKOVEJ MIERY A CIEN AKTÍV	7
2.1	Akciový trh	7
2.1.1	Akcie a ich druhy	10
2.1.2	Cena akcie	12
2.1.3	Akciové indexy	13
2.2	Úrokové sadzby	15
2.2.1	Výnosové krivky	15
2.2.2	Úrokové sadzby a banky	17
2.3	Vplyv úrokových sadzieb na cenu akcií	19
2.4	Nemecký akciový a dlhopisový trh	22
2.4.1	Frankfurter Wertpapierbörse	23
2.4.2	Vývoj Frankfurter Wertpapierbörse	23
2.4.3	Obchodovanie a štruktúra Frankfurter Wertpapierbörse	24
2.4.4	DAX	25
2.4.5	Trh nemeckých štátnych dlhopisov	26
2.5	Peňažný trh eurozóny	28
3	CHARAKTERISTIKA POUŽITÝCH EKONOMETRICKÝCH METÓD	32
3.1	Stochastické procesy	32
3.2	Testovanie jednotkového koreňa	33
3.2.1	Rozšírený Dickey-Fuller test	34
3.2.2	Phillips-Perron test	36
3.3	Kointegračná analýza	37
3.4	Vektorový model korekcie chyby	40
3.5	Verifikácia modelu	41

4	MODELOVANIE VÄZIEB MEDZI ÚROKOVÝMI SADZBAMI A AKCIOVÝM INDEXOM	45
4.1	Popis a analýza vstupných dát	45
4.2	Kointegračná analýza	51
4.2.1	Testy stacionarity	52
4.2.2	-Testy kointegrácie	55
4.3	Formulácia modelu	57
4.4	Odhad a testovanie modelu	58
4.4.1	Odhad VECM	58
4.4.2	Verifikácia modelu	65
4.5	Zhodnotenie výsledkov	67
5	ZÁVER	70
	Zoznam použitej literatúry	72
	Zoznam skratiek	76
	Prohlášení o využití výsledků diplomové práce	
	Zoznam príloh	
	Prílohy	

1 ÚVOD

Investovanie do akcií vo svojej podstate predstavuje investíciu do podnikania. Podnikanie, kreativita a aktivita indikujú preto veľmi dôležité determinanty dlhodobej výkonnosti akciových indexov. To, čo považujeme v krátkodobom horizonte za bezrizikové a bezpečné, sa v dlhodobom horizonte javí ako rizikové. Jednou z metód analýzy akcií je fundamentálna analýza, ktorá skúma vplyvy globálnych ekonomických veličín na akciové kurzy. Medzi najvýznamnejšie determinačné makroekonomické faktory cien akcií patria úrokové sadzby spolu s infláciou, peňažnou zásobou a HDP.

Cieľom diplomovej práce je kvantifikovať využitím ekonometrického modelu vzájomný vzťah medzi úrokovými sadzbami a akciovým indexom na nemeckom trhu.

Ceny akcií sú reprezentované najvýznamnejším indexom nemeckého trhu DAX. Krátkodobé úrokové sadzby sú vyjadrené v podobe úrokovej sadzby Euribor 3M a dlhodobé sadzby v podobe výnosu do doby splatnosti 10 ročných štátnych dlhopisov. Interakcia úrokových sadzieb a cien akcií je skúmaná pomocou kointegračnej analýzy, ktorá určí existenciu dlhodobého rovnovážneho vzťahu medzi premennými. Pomocou vektorového modelu korekcie chyby sú následne zistené krátkodobé vzťahy medzi premennými.

Napriek faktu, že bolo tejto téme v minulosti venované veľké množstvo odborných publikácií, stále jej problematika nie je dostatočne objasnená. Súčasné rýchlo sa meniace prostredie so sebou prináša nové poznatky, ktoré odborníkov nútia vyvodzovať nové závery. Prínos práce spočíva predovšetkým v tom, že poskytuje celistvý obraz o problematike úrokových sadzieb vo vzťahu k vývoju akciových trhov. Pre tento účel sú spolu s množstvom odborných publikácií a článkov použité analytické metódy, logické závery a vysvetlenia autorky.

Diplomová práca je rozdelená do piatich kapitol spolu s úvodom a záverom. Prvá kapitola je predstavovaná úvodom, v ktorom je definovaná téma práce, základný cieľ danej práce, metódy a postupy použité v práci.

Druhá kapitola predstavuje teoretickú časť diplomovej práce, v rámci ktorej sú objasnené teoretické súvislosti úrokových sadzieb a cien akcií spolu s analýzou vzájomného vzťahu úrokových sadzieb a cien akcií z renomovaných ekonomických štúdií. V rámci druhej

kapitoly je ďalej predstavený nemecký akciový trh, peňažný trh eurozóny a trh nemeckých štátnych dlhopisov.

Tretia kapitola je venovaná popisu postupu použitej metodológie pri využití metódy ekonometrického modelovania. Táto kapitola je zameraná predovšetkým na priblíženie podstaty kointegračnej analýzy a vektorového modelu korekcie chyby spolu s jeho odhadom a následným testovaním.

Štvrtá kapitola je aplikačnou časťou vymedzeného cieľa a jadrom diplomovej práce. V rámci kapitoly sú predstavené jednotlivé premenné. Následne je prevedená kointegračná analýza zameraná na skúmanie interakcie úrokových sadzieb a cien akcií. Potom je formulovaný model spolu s hypotézami o predpokladanom chovaní a odhadnutý VECM. V závere štvrtej kapitoly sú prevedené testy verifikácie a zhodnotené výsledky.

Piata kapitola je zhrňujúca a záverečná.

2 TEORETICKÉ SÚVISLOSTI VÝVOJA ÚROKOVEJ MIERY A CIEN AKTÍV

V tejto kapitole bude bližšie predstavený akciový trh, jeho podstata, fungovanie a členenie a prevedený popis finančných aktív v podobe akcií a akciových indexov. Ďalej bude pozornosť venovaná úrokovým sadzbám a ich úlohe v ekonomike, bude analyzovaný vplyv úrokových sadzieb na akcie podľa renomovaných ekonomických štúdií a priblížený nemecký akciový trh, peňažný trh eurozóny a trh nemeckých štátnych dlhopisov.

2.1 Akciový trh

Akciový trh je súčasťou kapitálového trhu, ktorý môže existovať v podobe burzového trhu alebo v podobe mimoburzového trhu. Predmetom nášho záujmu je najmä burza cenných papierov, ktorá je najvýznamnejším druhom burzového trhu.

V praxi neexistuje jednotná a nemenná definícia burzy najmä z dôvodu jej neustáleho vývoja a premeny v čase. Polouček a kol. (2009) definuje burzu ako zhromaždenia osôb organizované presne vymedzeným spôsobom, ktoré sa konajú pravidelne na určitom mieste a v určenej dobe. Musílek (2011) ďalej rozlišuje zhromaždenia osôb prebiehajúce na burzovom parkete označené ako *prezenčná burza*, prostredníctvom počítačového systému bez osobných schôdzok vyjadrujúce *elektronickú burzu*, alebo súbežne na burzovom parkete a v elektronickom systéme predstavujúce *hybridnú burzu*.

Obchodovanie na prezenčnej burze je založené na pravidelnom osobnom schádzaní účastníkov burzy v predom vymedzenom mieste a čase. Musílek (2011) rozlišuje tri systémy prezenčných búrz a to systém riadený príkazmi, systém riadený cenou a systém aukčný. *Systém riadený príkazmi* vychádza z centralizácie nákupných a predajných príkazov. Obchody sú realizované cez burzových sprostredkovateľov označených ako dohodcovia. Ich úloha spočíva v stanovení burzovej ceny na základe maximalizácie počtu transakcií, spárovaní príkazov a vydávaní uzavieracej listiny zúčastneným stranám. Systém plní len pasívnu úlohu a nezaistuje krátkodobú nerovnováhu medzi ponukou a dopytom. Preto si vyžaduje cenové limity na obmedzenie kolísania burzových cien. S týmto modelom sme sa v minulosti mohli stretnúť vo Viedni alebo na predvojnovnej pražskej burze a dnes na promptných prezenčných burzových trhoch v Nemecku. *Systém riadený cenou* je založený na decentralizovanom usporiadaní, kde si burzoví sprostredkovatelia označení ako tvorcovia

trhu navzájom konkurujú svojimi nákupnými a predajnými kotáciami. Na rozdiel od systému riadeného príkazmi má určitý titul v danom okamihu niekoľko burzových cien, pričom arbitrážne obchodovanie výraznejšie kurzové rozdiely eliminuje. Donedávna sa tento systém používal na burze v New Yorku, predtým v Londýne a v Amsterdame. **Aukčný systém** je založený na obchodovaní priamo medzi burzovými obchodníkmi bez sprostredkovateľov. S týmto systémom sa môžeme stretnúť na niektorých svetových burzách finančných derivátov, v minulosti sa používal na švajčiarskych promptných burzách a tiež na predvojnovej pražskej burze.

Obchodovanie na burze ako organizovanom trhu funguje na rozdiel od niektorých ďalších typov trhov podľa zákonov, predpisov a pravidiel s cennými papiermi, ktoré musia byť vzájomne zameniteľné a zastupiteľné, pripustené k obchodovaniu a schválené vedením burzy. Burzy sú organizované na **členskom princípe**, tzn. že priamy vstup na burzu majú len jej členovia. Členmi burzy sú členské firmy, ktoré uzavierajú obchody prostredníctvom burzových obchodníkov a burzových sprostredkovateľov, ktorí napomáhajú uzavieraniu obchodov. Investori nemajú prístup na burzu a obchodovania sa môžu zúčastniť len prostredníctvom burzového obchodníka s cennými papiermi. Členstvo v burze je možné získať buďto na základe splnenia určitých požiadaviek (verejnoprávny typ burzy), alebo kúpou kresla vo verejných aukciách (súkromnoprávny typ burzy), tak ako tomu je napríklad na Newyorskej burze cenných papierov NYSE. Burzy sú obvykle zakladané vo forme akciovej spoločnosti.

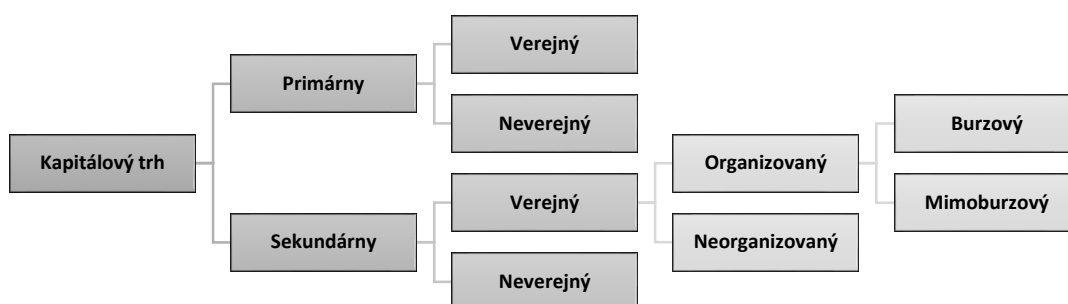
Moderné trendy a rozvoj informačných technológií v posledných rokoch spôsobujú postupný zánik klasických prezenčných búrz a ich náhradu **elektronickými burzami**, ktoré zrýchľujú obchodovanie, prispievajú k zníženiu transakčných nákladov, zvýšeniu transparentnosti a efektívnejšiemu rozširovaniu informácií. Vplyvom týchto zmien dochádza tiež k zmene pôvodného postavenia búrz ako oddelených národných modelov k postaveniu vzájomných konkurentov. V súčasnosti je viac menej štandardom, že sa jednotliví emitenti rozhodujú, na ktorý trh umiestnia svoje cenné papiere. Kľúčovú úlohu zohrávajú obchodné systémy, doba vysporiadania a v neposlednej rade aj poplatky a likvidita daného trhu. Vplyvom rastúcej konkurencie došlo postupne k zníženiu množstva búrz na jednotlivých trhoch. To všetko vedie k postupnému zapojeniu búrz do intenzívnej spolupráce s cieľom vytvoriť integrovaný kapitálový trh s harmonizovanými pravidlami a reguláciami. Tento fakt je možné považovať za charakteristický znak súčasného vývoja na európskych kapitálových trhoch.

Obchody s cennými papiermi uskutočňujú investiční sprostredkovatelia nielen na burzových trhoch, ale i na **mimoburzových trhoch**. Tieto trhy vznikli hlavne vďaka vysokým požiadavkám pre umiestnenie cenných papierov na burzy. Nie sú vymedzené striktnými predpismi a pravidlami, ako tomu je v prípade burzových trhov. Môže byť trhom organizovaným, kde je fungovanie organizované licencovaným subjektom, alebo neorganizovaným určeným na základe ponuky a dopytu. Napriek faktu, že tieto trhy vznikli v reakcii na vysoké požiadavky burzových trhov, je možné v dnešnej dobe vidieť na mimoburzových trhoch cenné papiere s vysokou kvalitou odpovedajúcou burzovému trhu.

Mishkin (2013, s. 46) tvrdí, že pozornosť získaná akciovým trhom sa dá najlepšie vysvetliť prostým faktom: „*Je to miesto, kde ľudia môžu rýchlo zbohatnúť alebo ochudobnieť.*“ Akciový trh je podľa neho dôležitým faktorom pri podnikaní investičných rozhodnutí, pretože cena akcií ovplyvňuje množstvo finančných prostriedkov, ktoré budú z predaja novo vydaných akcií použité na financovanie investičných výdajov. Vyššia cena pre akcie danej firmy znamená možnosť zvýšenia finančných prostriedkov, ktoré tak môžu byť použité na nákup výrobných zariadení a vybavenia.

Pre akciový trh je možné aplikovať členenie kapitálového trhu z hľadiska primárneho a sekundárneho trhu cenných papierov, ktoré zachytáva Obr. 2.1.

Obr. 2.1 Členenie kapitálového trhu



Zdroj: Nývtová, Režňáková (2007, s. 14)

Všeobecne vo svete existuje veľké množstvo búrz s cennými papiermi, avšak len niektoré z nich majú svetový význam. Seknička (2003) rozdeľuje burzy z priestorového hľadiska na burzy nadnárodné, medzinárodné, národné a regionálne. **Nadnárodné burzy** sú celosvetovo najvýznamnejšie burzy, na ktorých prebieha veľké množstvo obchodov

s domácimi aj zahraničnými cennými papiermi. Typickým príkladom týchto trhov je New York Stock Exchange a Tokyo Stock Exchange. **Medzinárodné burzy** sa vyznačujú podstatne menšou trhovou kapitalizáciou, menším podielom zahraničných cenných papierov a tiež podstatne menším objemom obchodov. Do tohto druhu búrz je možné zaradiť napríklad Bourse des Valeurs de Paris, Frankfurter Wertpapierbörse a Toronto Stock Exchange. **Národné burzy** sú v celosvetovom meradle nevýznamné, ale vyznačujú sa podstatným národným významom, napríklad burza vo Viedni, Kodani alebo Miláne. **Regionálne burzy** sú charakteristické nízkym objemom obchodov a malým počtom obchodovaných cenných papierov aj z národného meradla, napr. Mníchov alebo Montreal.

2.1.1 Akcie a ich druhy

Na burze cenných papierov sa obchoduje s rôznymi druhmi cenných papierov. Medzi tieto cenné papiere patria predovšetkým akcie a tiež dlhopisy podnikov, bánk a štátu, hypotekárne záručné listy a podielové listy.

Veselá (2011) definuje akcie ako majetkový cenný papier vyjadrujúci podiel na majetku akciovej spoločnosti, ktorý nemá stanovenú dobu splatnosti. Menovitú hodnotu emitovaných akcií určujú stanovy akciovej spoločnosti, pričom jednotlivé akcie môžu mať rôznu menovitú hodnotu. Súčet menovitých hodnôt všetkých emitovaných akcií potom odpovedá hodnote základného kapitálu akciovej spoločnosti.

Polouček a kol. (2009) tvrdí, že s držbou akcie sú spojené práva akcionára. Vlastník akcie označený ako akcionár má právo podieľať sa na riadení spoločnosti, na jej zisku a likvidačnom zostatku. Celosvetovo je tak možné zaradiť tieto inštrumenty medzi najrozšírenejšie a najviac obchodované cenné papiere na kapitálovom trhu.

Kohout (2013) spomína, že hodnota akcií je daná tým, ako kapitálový trh odhaduje hodnotu budúcich dividend. Ak úroková miera rastie, hodnota budúcich dividend sa znižuje a naopak. Akcie sú však riziková investícia, čo platí aj pre likvidné akcie veľkých renomovaných spoločností.

V praxi existuje veľké množstvo rôznych typov a druhov akcií, ktoré je možné členiť podľa rôznych kritérií. Najobvyklejších 6 kritérií členenia akcií zachytáva Tab. 2.1.

Tab.2.1 Členenie akcií

Podľa práv	kmeňová	prioritná	zamestnanecká
Podľa trhovej ceny	s vysokým kurzom (ťažká)	s priemerným kurzom (stredná)	s nízkym kurzom (ľahká)
Podľa termínu emisie	stará	nová	
Podľa pôvodu	domáca	zahraničná	
Podľa prevoditeľnosti	na doručiteľa	na meno	na rad
Podľa podoby	listinná	zaknihovaná	

Zdroj: Polouček a kol. (2009, s. 154)

Najrozšírenejším a najobchodovanejším druhom akcie zostáva štandardná podoba akcie nazývaná tiež **kmeňová akcia**. Vlastníkom týchto druhov akcií náležia všetky základné práva akcionára. Môžu tiež rozhodovať o výsledku hospodárenia spoločnosti a výplate dividend. Stanovy spoločnosti pritom môžu určiť prednosť na výplatu dividend a likvidačnom zostatku majiteľom prioritných akcií. Majitelia **prioritných akcií** však majú veľmi často obmedzené hlasovacie právo v situácií, ak je z prioritných akcií vyplácaná dividendy.

Za spoločné znaky kmeňových a prioritných akcií Jílek (2009) považuje:

- **dividendy** – držitelia akcií sú vlastníkami spoločnosti a majú právo na výplatu dividend v prípade dobrých finančných výsledkov spoločnosti so súhlasom valného zhromaždenia,
- **splatnosť** – akcie nemajú splatnosť,
- **akciové riziko** – akcie predstavujú pre investorov riziko, ktoré je všeobecne vysoké a vlastníci akcií majú vyšší stratový a ziskový potenciál.

Vplyvom inovácií v oblasti akcií na vyspelých kapitálových trhoch dochádza postupne k vzniku ďalších druhov akcií. Ako príklad je možné uviesť **akcie s právom spätného odkupu** s umorovacou doložkou, v rámci ktorej má emitent právo v presne vymedzenom čase akcie odkúpiť späť. Druhou možnosťou sú **akcie s právom spätného predaja**, ktoré umožňujú akcionárom predat' akcie späť emitentovi v presne stanovenom čase za dohodnutú cenu. Aj napriek inováciám a výhodám prioritných akcií preferuje väčšina investorov kmeňové akcie. Polouček a kol. (2009) vidí prejavy tejto skutočnosti na finančných trhoch v podobe vyššej ceny kmeňových akcií, ktorá býva často vyššia o 10 až 20 % než cena prioritných

akcií. Rozšírenie prioritných akcií sa odlišuje aj podľa oblasti a najrozšírenejším regiónom využitia týchto akcií je Severná Amerika.

V niektorých krajinách spoločnosti emitujú zvláštny druh akcií pre svojich zamestnancov ako forma odmeny a prostriedok motivácie. Jedná sa o **zamestnanecké akcie**, ktoré sú obvykle na meno a prevoditeľné len medzi zamestnancami spoločnosti. Pri ukončení pracovného pomeru alebo pri úmrtí zamestnanca musia byť akcie vrátené spoločnosti. Majitelia týchto akcií majú rovnaké práva ako ostatní akcionári, pokiaľ stanovy neurčia inak. Na Slovensku a v Českej republike bola v rokoch 2000 – 2001 zrušená možnosť ďalšieho vydávania zamestnaneckých akcií. Každá spoločnosť, ktorá emitovala zamestnanecké akcie ako špeciálny druh akcií, bola podľa zákona povinná previesť tieto akcie na akcie kmeňové alebo prioritné.

Akcie môžu byť emitované vo forme cenného papiera na rad alebo na doručiteľa. **Akcia na doručiteľa** sa označuje tiež ako akcia na majiteľa. Tento typ akcií je prevoditeľný bez obmedzenia a je možné v najširšej miere uplatňovať princíp anonymného investovania. **Akcia na rad** označená tiež ako akcia na meno má stanovami spoločnosti obmedzenú prevoditeľnosť prostredníctvom rubopisu.

2.1.2 Cena akcie

Hodnotou akcie na burze cenných papierov je jej **trhová cena** (kurz), ktorá je determinovaná pomocou ponuky a dopytu po akciách danej spoločnosti. Vývoj kurzu môže vplyvom vysokej volatility meniť svoju hodnotu v priebehu jedného dňa alebo niekoľkých hodín či dokonca minút. Určenie ceny akcie a odhad jej správania nie je vôbec jednoduché. Výška ceny akcie je ovplyvňovaná rôznymi faktormi, či už ekonomickými, politickými prípadne psychologickými.

V prípade dlhodobého rastu akciového trhu, ktorý trvá obvykle niekoľko mesiacov, sa hovorí o **býčom trhu** (bull market). Pokiaľ však akciový trh dlhodobo klesá, označuje sa za **trh medvedí** (bear market). Jílek (2009) vidí v dlhodobom vývoji cien akcií predovšetkým zmenu v nasledujúcich fundamentálnych veličinách:

- **makroekonomické veličiny** – HDP, zamestnanosť, inflácia, hospodársky cyklus, peňažná zásoba, menový kurz, štátne výdavky, platobná bilancia, politické faktory,
- **odvetvové veličiny** – dostupnosť surovín, štátna regulácia daného odvetvia, inovácia technológií, útlm alebo rozmach odvetvia,

- **individuálne veličiny** – dlhodobé dosahovanie zisku, zadlženie, úroveň vedenia spoločnosti.

Louis Bachelier považuje cenu akcie za **náhodnú prechádzku** (random walk). Podľa jeho teórie je cena akcií výsledkom mnohých nepredvídateľných náhodných udalostí. To sa potvrdilo aj v praxi a podľa mnohých výskumných prác sa ceny akcií naozaj menia náhodne. Tento fakt je možné považovať za jeden z indikátorov efektívneho akciového trhu. Teória efektívneho trhu v podstate vyjadruje obsiahnutie všetkých odpovedajúcich informácií v cenách akcií. (Jílek, 2009)

Investovanie do akcií umožňuje investorovi podieľať sa na množstve podnikateľských plánov, za ktorými stoja ľudia v snahe vymyslieť niečo hodnotné a prínosné. Cena akcií potom závisí na úspešnosti týchto aktivít a tiež na tom, ako si dané podnikanie vážia aj iní investori, na čo sa žiaľ v dnešnej dobe zabúda. Akciová investícia totižto pod vplyvom každodenných informácií v mnohých prípadoch pripomína kasíno. Predstavuje však len mimoriadne efektívne miesto prístupu k podnikaniu.

2.1.3 Akciové indexy

Jednou z možností burzových trhov pri poskytovaní informácií o výkonnosti trhu sú burzové alebo akciové indexy. Veselá (2011) definuje burzový index ako agregátny indikátor vyjadrujúci celkový vývoj a situáciu na trhu (trhové indexy) alebo v určitom odvetví (odvetvové indexy). Pre investorskú verejnosť predstavujú veľmi cennú informáciu o celkovej atmosfére na trhu a o jeho výkonnosti. Okrem toho sa akciové indexy používajú tiež ako **štandard (benchmark)**, voči ktorému je možné merať úspešnosť či neúspešnosť investovania portfóliových investorov. Pokiaľ je výkonnosť portfóliového manažéra vyššia než rast indexu, je tento subjekt označený ako nadvýnosový oproti benchmarku a manažér prekonal trh. Ďalšou oblasťou využitia údajov o výnosovej miere trhového indexu je kalkulácia beta faktoru ako miery systematického rizika cenného papiera alebo portfólia cenných papierov.

Hodnota indexu je štatistická veličina, ktorá pomáha investorom orientovať sa na akciovom trhu. Investori tak môžu pomocou nich určiť trend pohybu trhu a jeho odchýlky. Dokážu tiež vyhodnotiť pohyb svojich vlastných akcií alebo portfólií vo vzťahu k trhu. Hodnoty týchto indexov sú každodenne kalkulované a publikované vo finančnej tlači a na internetových stránkach. Je potrebné však odlišovať druhy týchto indexov na základe ich

konštrukcie, ktorá výrazným spôsobom ovplyvňuje ich vypovedajúcu schopnosť. Veselá (2011) v tomto prípade rozoznáva:

1. **cenovo vážené indexy**, ktoré sú určené ako prostý alebo vážený priemer cien skupiny vybraných akcií na trhu. Každá akcia má pritom v indexe rovnakú váhu, ktorou je cena. Nevýhodou týchto indexov je fakt, že je jeho hodnota výrazne ovplyvnená úrovňou cien akcií z báze indexu. To následne spôsobuje jeho veľkú citlivosť na zmenu akcií s vysokými kurzami a naopak necitlivosť na zmenu akcií s nízkymi kurzami. Všetky tieto argumenty tak znižujú jeho vypovedajúcu schopnosť a z toho dôvodu sa uvedený spôsob výpočtu indexu v súčasnosti používa len sporadicky. Typickým príkladom tohto indexu je DJIA alebo najznámejší japonský index Nikkei 225,
2. **hodnotovo vážené indexy** sú konštruované ako pomery určitých hodnôt, najčastejšie pomocou trhovej kapitalizácie. V tomto prípade je okrem hodnoty akcií daných indexov dôležitá tiež váha jednotlivých akcií v celkovej báze. Váha sa môže vyhodnotiť napríklad pomocou veľkosti danej spoločnosti a niekedy býva pevne stanovená vopred. Tento druh indexov je rozšírenejší a typickými reprezentantami sú americký Standard and Poor's 500 alebo britský FTSE 100 Index.

Jílek (2009) ďalej rozlišuje rozdelenie indexov na:

- **súhrnné indexy**, ktoré obsahujú všetky akcie registrované na danej burze, príkladom tohto indexu je NASDAQ Composite,
- **výberové indexy**, ktoré obsahujú len vybrané akcie registrované na burze, reprezentantom tohto indexu je napríklad DJIA, ktorý zahŕňa akcie 30 spoločností registrovaných na NYSE.

Typickým rysom všetkých najznámejších indexov je pevná báza akcií, pretože obmena bázy sa prevádza len v určitých pravidelných intervaloch. V báze sú pritom nielen najatraktívnejšie a najproduktívnejšie spoločnosti, ale tiež menej významné spoločnosti. Preto musí byť pri zmene bázy zaistená **spojitosť indexu** pomocou koeficientu k_t , ktorý je obsiahnutý v každom indexe. Investori, ktorí replikujú určitý index, tak musia meniť svoje portfólio podľa zmeny tohto koeficientu.

2.2 Úrokové sadzby

Úrokové sadzby patria medzi najviac sledované veličiny v ekonomike. Ich pohyby sú hlásené takmer denne v médiách, pretože priamo ovplyvňujú naše každodenné životy a majú významné dôsledky na zdravie ekonomiky. Ovpływňujú osobné rozhodnutie či konzumovať alebo prostriedky uložiť, či kúpiť dom alebo nakúpiť dlhopisy, prípadne či dať prostriedky na sporiaci účet. Výška sadzby tiež ovplyvňuje ekonomické rozhodnutia podnikov a domácností pri rozhodovaní o spôsobe investovania prípadne uloženia prostriedkov v banke.

Polouček a kol. (2009) definuje **úrok** ako cenu, ktorú požaduje veriteľ od dlžníka za prechodné poskytnutie práva používať jeho kapitál. Pre dlžníka naopak predstavuje cenu, ktorú musí zaplatiť za dočasné využitie zdrojov veriteľa. Cieľom veriteľa je dosiahnuť čo najvyšší výnos a tým pádom maximálny úrok. Dlžník naopak požaduje čo najnižšie náklady a s tým spojený minimálny úrok. Medzi veriteľom a dlžníkom tak vzniká konflikt záujmov.

Rovnako ako ostatné ceny v ekonomike tak aj úrok ako **cena kapitálu** je daný ponukou a dopytom. Ak by sme však za hlavný determinant úrokových sadzieb považovali len ponuku a dopyt po kapitále, bolo by to podstatným skreslením reality, pretože úroveň úrokových sadzieb je ovplyvnená celou radou ďalších faktorov. Polouček a kol. (2009) medzi tieto faktory zaraďuje napríklad výšku inflácie, riziko, výšku úverov a dobu ich splatnosti, zmeny vo výške dôchodku, úspory, očakávaný výnos rôznych investícií, rozvinutosť kapitálových trhov, zdanenie, produktivitu a efektívnosť ekonomiky, deficit štátneho rozpočtu a platobnej bilancie, zmeny devízového kurzu a radu ďalších faktorov.

Z kvantitatívneho hľadiska predstavuje úrok rozdiel medzi čiastkou získanou za poskytnutý úver v podobe splateného úveru a úrokov a výškou úveru. Vzťah úrokov k zapožičanej čiastke potom predstavuje **úrokovú mieru** vyjadrenú zvyčajne na ročnej báze. Úroková miera vzťahovaná ku konkrétnym transakciám sa označuje za **úrokovú sadzbu** vyjadrenú spravidla v základných bodoch.

2.2.1 Výnosové krivky

Grafické znázornenie časovej štruktúry úrokových sadzieb vybraných cenných papierov sa označuje ako výnosová krivka. Vyjadruje závislosť výnosu do doby splatnosti na dobu do splatnosti dlhopisu. Konštruje sa vždy pre konkrétne dlhopisy s rovnakými

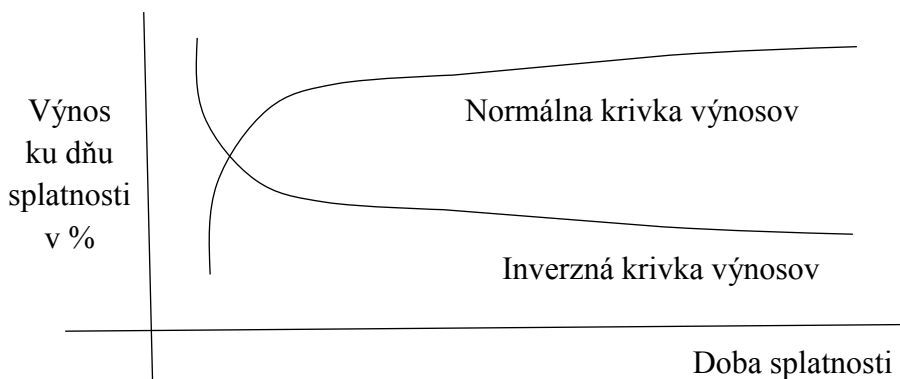
vlastnosťami odlišujúce sa len dobou splatnosti. Najčastejšie sú publikované na základe štátnych dlhopisov.

V ekonomickej a finančnej teórii a praxi sa pozornosť sústreďuje nielen na tvar krivky, ale aj jej sklon. Tvar výnosovej krivky závisí na rozpätí medzi dlhodobou a krátkodobou úrokovou sadzbou a obecné odráža očakávania investorov ohľadne budúceho vývoja inflácie. Odráža tzv. **riziková prémie** za likviditu. Táto prémie vyjadruje kompenzáciu za držanie menej likvidných nástrojov, pretože pri ich držaní investor podstupuje vyššie riziko.

Jednou z najrozšírenejších teórií vysvetľujúcou tvar výnosovej krivky a používanou v praxi maklérskeho firiem a investičných bánk je **teória očakávania**. Teóriu zaviedol v roku 1896 I. Fisher a znázorňuje vzťah medzi sklonom výnosovej krivky a očakávaním trhu ohľadne budúceho vývoja úrokových sadzieb. V prípade inštrumentov s dlhšou dobou splatnosti sa stretávame s vyššou mierou rizika spojenou so zmenami úrokových sadzieb. Preto má výnosová krivka v prevažnej väčšine prípadov rastúci tvar a jedná sa o **normálnu krivku výnosov** (viď Obr. 2.2). Ak investori očakávajú v budúcnosti vyššiu infláciu a rast krátkodobých úrokových sadzieb, požadujú tým pádom vyššie výnosy z dlhodobých investícií. Preto je výnosová krivka prudko rastúca.

V ekonomike však vo výnimočných situáciách môžu nastať obdobia, kedy sú krátkodobé úrokové sadzby vyššie ako dlhodobé. To znázorňuje **inverzná výnosová krivka** v Obr. 2.2. Inverzná výnosová krivka indikuje nižšie inflačné očakávania, očakávanie znižovania krátkodobých sadzieb a reštriktívnu monetárnu politiku. Z toho dôvodu môže byť tvar výnosovej krivky použitý ako indikátor vývoja ekonomiky.

Obr. 2.2 Normálna a inverzná krivka výnosov



Zdroj: Polouček a kol. (2009, s. 104)

Podľa teórie očakávania predstavujú dlhodobé úrokové sadzby geometrický priemer predpokladaných budúcich krátkodobých sadzieb. Chovancová (2009) tvrdí, že dlhodobé úrokové sadzby sú geometrickým priemerom ako budúcich očakávaných krátkodobých sadzieb tak aj súčasnej krátkodobej úrokovej sadzby. To nám pomôže vysvetliť skutočnosť, že dlhodobé úrokové sadzby majú trend kopírovať krátkodobé úrokové sadzby s určitým časovým oneskorením a majú tiež menšie výkyvy. Centrálna banka tak pri prevedení monetárnej politiky ovplyvní dlhodobé úrokové sadzby v takom rozsahu, v akom je schopná ovplyvniť súčasné a budúce krátkodobé úrokové sadzby.

V praxi sa však často stretávame s tým, že s rastúcou dĺžkou doby, na ktorú sú úrokové sadzby stanovené, klesá schopnosť centrálnej banky pri ich ovplyvňovaní. To je spôsobené predovšetkým faktom, že dlhodobé úrokové sadzby sú v praxi väčšinou vyššie než krátkodobé. Investor, ktorý sa na určitú dobu vzdá svojich prostriedkov, býva často odmeňovaný za riziko spojené s možným pohybom úrokových sadzieb. Úrokové sadzby sú však charakteristické ťažkou predvídateľnosťou do budúcnosti a tak je vyššia pravdepodobnosť diferencovanej úrokovej sadzby v porovnaní s očakávaním investora. Dlhšia doba vypožičania kapitálu spojená s vyššími úrokovými sadzbami predstavuje tak pre investora väčšie riziko.

Tvar výnosovej krivky je determinovaný tiež radou ďalších teórií (napr. teória preferovaných trhových segmentov, teória preferencie likvidity). Z každej z týchto teórií však vyplýva, že výnosová krivka obsahuje množstvo informácií. Pomocou týchto informácií sa dá určiť vývoj úrokových sadzieb do budúcnosti a tiež získať informácie o inflačných očakávaniach a ďalších makroekonomických veličinách, ktoré ovplyvňujú úrokové sadzby. Preto sa považuje výnosová krivka za hodnotný prognostický nástroj, ktorý môže slúžiť ako výborný indikátor budúcich recesií.

2.2.2 Úrokové sadzby a banky

Úrokové sadzby rovnako ako väčšina ostatných cien sú určené trhom, teda bankami prijímajúcimi vklady a poskytujúcimi úvery a subjektami pôsobiacimi na kapitálovom trhu. Kapitálový trh je však špecifický v tom, že je do určitej miery ovplyvnený chovaním centrálnej banky. Jednu zo základných informácií o úrokových sadzbách poskytujú zmeny cien štátnych cenných papierov. Trendy ich vývoja umožňujú predpokladať tiež určitý vývoj úrokových sadzieb. Informácie o cenách krátkodobých, strednodobých a dlhodobých štátnych cenných papierov sú vo väčšine krajín uverejňované pravidelne v dennej tlači.

Benchmarkom pre krátkodobé úrokové sadzby sú **štátne pokladničné poukázky**, ktoré sú emitované obvykle s dobou splatnosti nepresahujúcou jeden rok. Ceny týchto finančných inštrumentov sa na sekundárnom trhu menia práve v závislosti na zmene úrokových sadzieb a vo väčšine prípadov sa jedná o závislosť nepriamo úmernú. Pre dlhodobejšie úrokové sadzby sú následne rozhodujúcim komparatívnym ukazovateľom **štátne obligácie**, v rámci ktorých sa objavuje rovnaká príčinná závislosť. Centrálna banka pri implementácii menovej politiky zvyšuje tieto krátkodobé a dlhodobé úrokové sadzby s cieľom zabrániť prehrievaniu ekonomiky, prípadne znižuje a poskytne tak ekonomike v prípade blížiacej sa recesie finančnú injekciu.

Centrálna banka tiež vyhlasuje niektoré základné sadzby, za ktoré požičiava peniaze (diskontná a lombardná sadzba), prípadne prijíma vklady od komerčných bánk (repo sadzba). Polouček a kol. (2009) opisuje **diskontnú sadzbu** ako sadzbu, za ktorú centrálna banka poskytuje úver komerčným bankám. Reprezentuje dolnú hranicu úrokových sadzieb na domácom kapitálovom trhu. V eurozóne je zastúpená úročenou depozitnou facilitou, ktorá umožňuje komerčným bankám uložiť u centrálnej banky ich prebytočnú likviditu. Naopak **lombardná sadzba** figuruje ako horná hranica úrokových sadzieb na domácom kapitálovom trhu. Poskytuje sa pri využití lombardného úveru určeného ku krytiu dočasného deficitu likvidity bánk. **Repo sadzby** sú poskytované pri prevedení repo operácií. Centrálna banka pri týchto operáciách prijíma nadbytočnú likviditu bánk a poskytuje im dočasne zjednané cenné papiere. Zmluvné strany sa súčasne zaväzujú po uplynutí doby splatnosti previesť reverzné transakcie. Centrálna banka sa snaží prostredníctvom týchto operácií na voľnom trhu a určovaním repo sadzieb usmerniť vývoj a výšku úrokových sadzieb a sprostredkované i vývoj ekonomiky.

Rozhodujúci vplyv na vývoj úrokových sadzieb má tiež **trh medzibankových depozít**, na ktorom si medzi sebou poskytujú úvery rôzne finančné inštitúcie. Pod pojmom medzibankové depozitá sú myslené prebytky nad povinnými minimálnymi rezervami deponované u centrálnej banky. Banky sú povinné udržiavať tieto rezervy v určitej stanovenej výške z dôvodu zaistenia dostatočnej likvidity. Úroková sadzba na medzibankovom trhu sa považuje za dôležitú referenčnú sadzbu a zdroj informácií pre investorov a dlžníkov. Vysoká úroveň týchto úrokových sadzieb vypovedá, ako tvrdí Polouček a kol. (2009), o nedostatku likvidity bánk a potrebe úverovania. Nízke hodnoty naopak vypovedajú o možných deflačných trendoch. V praxi sa často používa pre výpočet pohyblivých úrokových sadzieb, z toho dôvodu je pravidelne sledovaná a uverejňovaná. V Európe so zavedením eura vznikli

nové referenčné sadzby Euribor a Eonia. Národná banka Slovenska (2015) definuje **Euribor** ako medzibankovú referenčnú sadzbu v rámci hospodárskej a menovej únie EÚ, za ktorú sú euro termínové vklady ponúkané jednou bankou inej banke na medzibankovom trhu.

2.3 Vplyv úrokových sadzieb na cenu akcií

Úroková miera ako dôležitá finančná veličina vyjadrujúca cenu peňazí hrá dôležitú rolu pri dianí na peňažnom a kapitálovom trhu. Kameňom úrazu v tomto prípade je úroková sadzba na peňažnom trhu, ktorá je využívaná pri investičnom rozhodovaní ako minimálna sadzba pre komparáciu výnosnosti. Dá sa povedať, že predstavuje základnú charakteristiku pre rozhodovanie investora ohľadne investícií na kapitálovom a peňažnom trhu.

Ako už bolo spomenuté v predchádzajúcich podkapitolách, úrokové sadzby na kapitálovom trhu sú zvyčajne vyššie od úrokových sadzieb na peňažnom trhu. Dôvodom je zvýšená rizikovosť a nižšia likvidita, ktorá je "vykúpená" vyššou výnosnosťou. Preto je vo výnosnosti inštrumentov na kapitálovom trhu zakomponovaná riziková prémie a prémie za obmedzenie likvidity. Z toho dôvodu je možné očakávať, že sa pohyb úrokových sadzieb na peňažnom trhu vždy vzápätí odzrkadlí aj v cene inštrumentov na kapitálovom trhu.

V ekonomickej teórii je všeobecne hodnota akcií vyjadrená ako cash flow budúcich peňažných príjmov plynúcich z držby akcie na súčasnú hodnotu, kde sa v menovateli vyskytuje úroková miera. Z toho dôvodu by pohyb úrokových sadzieb a cien akcií mal vždy vykazovať **opačnú tendenciu**. Rast úrokových sadzieb sa teda z dôvodu vyššej požadovanej výnosnosti zo strany investora prejaví poklesom cien akcií a pokles úrokových sadzieb naopak v raste cien akcií.

Chovancová (2000) vo svojom odbornom článku pre NBS previedla analýzu dopadu pohybu úrokových sadzieb na kapitálové trhy. Z jej výsledkov vyplýva, že pri zmenách krátkodobých úrokových sadzieb akcie reagujú menej citlivo dokonca vôbec v porovnaní s pohybom dlhodobých úrokových sadzieb. S rastom dlhodobých úrokových sadzieb je spojená tiež mikrosféra. Podľa autorky platí, že rast úrokových sadzieb je spojený s poklesom miery investovania z dôvodu zvyšujúcich sa nákladov a znižujúcej rentability kapitálu. Pokles investícií následne vedie k poklesu zisku a dividend, čo sa odrazí v poklese akciového kurzu.

Kohout (2013) je tiež zástancom názoru, že hodnota akcií ako celková suma budúcich dividend závisí nepriamoúmerne na zmene úrokových sadzieb, tzn. že ak rastú úrokové sadzby, hodnota budúcich dividend sa znižuje a naopak. Ak však akcie porovnáme

s dlhopismi, je možné pozorovať rozdielne tendencie. Na rozdiel od výplat dlhopisových kupónov nie je výplata budúcich dividend vôbec zaručená a doba ich životnosti je koncipovaná ako nekonečná. Všetky tieto rozdiely tak spôsobujú oveľa **väčšiu mieru neistoty** okolo akcií. Zatiaľ čo u dlhopisov je rozhodujúcim faktorom pohyb úrokových sadzieb, u akcií je týchto zdrojov rizika oveľa viac a ich analýza je pomerne náročnejšia. Kohout (2013) tiež uvádza, že napriek faktu, že akcie reagujú na pohyb úrokových sadzieb rovnako ako dlhopisy, v niektorých prípadoch tento vzťah môže byť narušený. Ako príklad je možné uviesť situáciu v Českej republike medzi rokmi 1998 a 1999, kedy došlo k nemalému poklesu úrokových sadzieb. Vývoj českých dlhopisov bol, ako spomínajú všetky finančné teórie, rastúci, avšak akcie v tomto období klesali. Dôvodom bola práve prebiehajúca hospodárska recesia a nepriaznivé očakávania ohľadom budúcich ziskov podnikov.

Musílek (2011) považuje neočakávané zmeny úrokových sadzieb za dominantný kurzotvorný faktor ovplyvňujúci akciové inštrumenty. Pokles úrokových sadzieb je považovaný za priaznivú správu pre investorov, pretože spôsobuje rast akciových kurzov ceteris paribus. Musílek (2011) ďalej zavádza myšlienku, že sa vplyv pohybu úrokových sadzieb na akciové kurzy realizuje tromi základnými kanálmi:

1. úroková sadzba hrá podstatnú úlohu pri prevádzaní budúcich peňažných príjmov pre majiteľa akcie na súčasnú hodnotu. Preto neočakávané zvýšenie sadzieb vedie k rastu požadovanej výnosnosti a k **zníženiu súčasnej hodnoty budúcich príjmov** pre akcionára, čo sa prejaví v poklese akciových kurzov,
2. pri neočakávanom raste úrokových sadzieb dlhových inštrumentov dochádza k odlivu peňažných prostriedkov z akciových trhov a prílivu na trh dlhopisov, ktoré vyjadrujú vyššiu mieru výnosu. Za inak nemenných okolností tak spôsobí rast trhových úrokových sadzieb **presun dopytu z akcií na dlhopisy**, až kým nedôjde k vytvoreniu rovnováhy na oboch trhoch. Presun týchto prostriedkov je preto dočasne spojený s poklesom akciových kurzov,
3. úrokové sadzby určitým spôsobom ovplyvňujú náklady firiem na získanie kapitálu pre financovanie podnikových investícií. Neočakávaný rast úrokových sadzieb je zvyčajne spojený s **poklesom miery investovania** z dôvodu zvyšujúcich sa nákladov na financovanie a znižujúcej rentability. Pokles investícií je tak spojený s poklesom zisku, dividend a taktiež aj kurzov akcií.

Vzťah medzi úrokovými sadzbami a cenami akcií si získal značnú pozornosť v odbornej literatúre po celom svete. Túto problematiku vo svojej štúdií zhrnuli autori Alam a Uddin (2009). V nasledujúcej časti textu sú ďalej rozoberané výsledky jednotlivých empirických štúdií zhodnotených zo štúdie autorov Alam a Uddin (2009).

Fama v roku 1981 očakával negatívnu koreláciu inflácie s očakávaným reálnym produktom, čo podľa neho pozitívne súvisí s výnosmi na akciovom trhu. Z toho dôvodu by akciový výnos mal byť v negatívnej korelácii s očakávanou infláciou, ktorá je často aproximovaná krátkodobými úrokovými sadzbami. Naopak vplyv dlhodobých úrokových sadzieb vyplýva priamo z modelu súčasnej hodnoty prostredníctvom vplyvu dlhodobej úrokovej sadzby na diskontný faktor.

Kaul pokračoval v týchto štúdiách v roku 1990. Explicitne modeloval vzťah medzi očakávanou infláciou a návratmi akciového trhu, pričom krátkodobé úrokové sadzby použil ako aproximáciu očakávanej inflácie. Podľa hypotézy, ktorú zaviedol Fama, taktiež potvrdil negatívny vzťah medzi premennými.

Zhou v roku 1996 študoval vzťah medzi úrokovými sadzbami a cenami akcií s využitím regresnej analýzy. Zhou pomocou nej zistil významný vplyv úrokových sadzieb na výnosy akcií predovšetkým v dlhom období. Jeho výsledky tiež vykazujú, že zmeny dlhodobých úrokových sadzieb dokážu vysvetliť veľkú časť zmien v ukazovateli Price-Dividend Ratio (podiel ceny akcií na burze a dividend vyplatených v minulom roku vyjadrujúci potenciál danej firmy ako budúcej investície). Zhou tiež naznačuje, že vysoká volatilita akciového trhu súvisí s vysokou volatilitou výnosov dlhodobých štátnych dlhopisov.

Lee sa v rámci trojročnej regresie v roku 1997 snažil analyzovať vzťah medzi akciovým trhom a krátkodobými úrokovými sadzbami. Snažil sa predpovedať nadmerné výnosy (rozdiel medzi výnosmi akciového trhu a bezrizikovou krátkodobou úrokovou sadzbou) indexu Standard and Poor's 500 s využitím krátkodobých úrokových sadzieb. Zistil však, že vzťah nie je v čase stabilný a dokonca sa postupne mení z výrazne negatívneho na žiadny vzťah alebo dokonca pozitívny i keď nevýznamný.

Jefferis a Okeahalam študovali vplyv úrokových sadzieb na ceny akcií v Juhoafrickej republike, Botswane a Zimbabwe v roku 2000. Predpokladali pri vyšších úrokových sadzbách stlačenie ceny akcií cez tri kanály. Prvým je substitučný efekt, ktorý vyjadruje úročené aktíva ako atraktívnejšie investície vzhľadom k akciám. Druhým je zvýšenie diskontnej sadzby

a teda zníženie súčasnej hodnoty budúcich očakávaných tokov a nakoniec predpokladali depresívny účinok na investície a teda i na očakávané budúce zisky.

Harasty a Roulet v rámci výskumu 17 rozvinutých krajín v roku 2000 zistili, že ceny akcií sú kointegrované s príjmami aproximovanými formou dividend a dlhodobými úrokovými sadzbami v jednotlivých krajinách. Hsing pri prevedení štrukturálneho modelu VAR v roku 2004 tiež potvrdil hypotézu o inverznom vzťahu medzi cenami akcií a úrokovými sadzbami. Uddin a Alam v roku 2007 skúmali lineárny vzťah medzi cenou akcií a úrokovými sadzbami na Dhaka Stock Exchange (DSE). Tiež dokázali významný negatívny vzťah úrokových sadzieb k cenám akcií.

Musílek (2011, s. 341) spomína štúdiu „*Don't worry about the election, just watch Fed.*“ od autorov Johnson, Beyer a Jensen. Autori hodnotili úlohu Federálneho rezervného systému (ďalej len „FED“) pri ovplyvňovaní krátkodobých úrokových sadzieb vo vzťahu k akciovým trhom. Zamerali sa predovšetkým na vývoj výnosov akcií v 60. až 90. rokoch minulého storočia vo vzťahu k reštriktívnej a expanzívnej menovej politike aproximovanej prostredníctvom diskontnej sadzby. Autori dospeli k záveru, že v období vysokej diskontnej sadzby predstavujúcej reštriktívnu menovú politiku je akciový trh charakteristický podpriemerným výnosom. Naopak v období expanzívnej menovej politiky v podobe nízkej diskontnej sadzby boli trhy vysoko nadpriemerné. Dospeli tak k záveru, že FED podstatne ovplyvňuje americký akciový trh.

Musílek (2011) však zavádza myšlienku, že by všetci investori, obchodníci, analytici a správcovia aktív na globálnych akciových trhoch mali podrobne sledovať menovú politiku FED. Podľa autora neovplyvňuje len americký akciový trh, ale sprostredkovane tiež dianie na ostatných svetových trhoch. Z rôznych štúdií investičných ekonómov vyplynulo, že **americký akciový trh** s jednodenným predstihom ovplyvňuje dianie na ostatných svetových trhoch, pretože podstatná časť kurzotvorných informácií, ktoré pôsobia na globálne akciové trhy, je vytváraná na americkom trhu. Musílek (2011) preto za jeden z kurzotvorných faktorov na svetových akciových trhoch považuje neočakávané zmeny tvaru výnosových kriviek amerických vládnych dlhopisov.

2.4 Nemecký akciový a dlhopisový trh

V tejto podkapitole je najskôr priblížený nemecký akciový trh so zameraním na Frankfurtskú burzu cenných papierov. V krátkosti je pozornosť venovaná histórii a vývoju

burzovníctva v Nemecku. Následne je objasnené obchodovanie a štruktúra na Frankfurtskej burze cenných papierov a predstavený je tiež akciový index DAX. Na záver je objasnený trh nemeckých štátnych dlhopisov.

2.4.1 Frankfurter Wertpapierbörse

Nemecký akciový trh je charakteristický tým, že je v značnej miere segmentovaný. V súčasnej dobe pôsobí v Nemecku sedem búrz cenných papierov a to Frankfurter Wertpapierbörse, Börse Düsseldorf, Börse München, Börse Hamburg, Börse Stuttgart, Börse Berlin a Börse Hannover. Jednoznačne najdôležitejšou nemeckou burzou cenných papierov, na ktorej sa realizuje viac ako 95 % burzových obchodov, je však burza vo Frankfurte.

Frankfurter Wertpapierbörse (ďalej len „FW“) je súčasťou holdingovej spoločnosti *Deutsche Börse AG* (ďalej len „DB“), ktorá sídli vo Frankfurte nad Mohanom. Z pohľadu trhovej kapitalizácie bola DB v roku 2009 vyhlásená celosvetovo za najväčšiu burzovú firmu. Do skupiny DB patrí spolu s FW aj EUREX a Clearstream International S.A. Holdingová spoločnosť riadi a uskutočňuje obchody s promptnými inštrumentami v elektronickom obchodnom systéme XETRA (Exchange Electronic Trading) alebo na parkete FW. Elektronický obchodný systém XETRA bol zavedený v decembri 1997. Charakteristický je vysokou kapacitou a umožňuje tak obchodovať s viac než 400 tisíc rôznymi titulmi cenných papierov. Predstavuje otvorený systém, ktorý umožňuje vstup investorov z rôznych krajín sveta. V súčasnosti je do systému zapojených 215 členov z 18 štátov sveta. Z hľadiska trhovej kapitalizácie sa DB radí približne na desiatu priečku spomedzi najväčších svetových búrz hneď po NYSE Euronext, NASDAQ, Tokyo Stock Exchange, London Stock Exchange, čínskych burzách, burze v Toronte, Brazílii a Austrálii.

2.4.2 Vývoj Frankfurter Wertpapierbörse

Najstarším článkom skupiny DB je Frankfurtská burza cenných papierov, ktorej počiatky siahajú až do 16. storočia. Rozhodujúcim rokom pre vznik FW bol rok 1585, kedy došlo k dohode medzi obchodníkmi obchodujúcimi navzájom s menami výhradne na voľnom priestranstve o vytvorení jednotného zmenného kurzu. Napriek tomu sa až na prelome rokov 1694 – 1695 presunulo obchodovanie do budovy Grosse Braunfels. V roku 1625 bol vydaný prvý oficiálny kurzový lístok a v roku 1682 stanovené prvé pravidlá pre obchodovanie a reguláciu. Následne v roku 1808 sa z FW stala verejnoprávna inštitúcia.

Frankfurtská burza má veľmi dlhú históriu. Jej rozvoj pritom úzko súvisí s postavením Frankfurtu ako veľtrhového mesta. Na konci 17. storočia sa rozšírilo portfólio obchodovania a popri menách boli obchodované aj neštátne dlhopisy. Štátne dlhopisy boli obchodované až na konci 18. storočia a majetkové cenné papiere až od roku 1820. Trh v tomto období obchodoval prevažne s dlhopismi, za čo si získal označenie "solídny Frankfurt". Na konci 19. storočia dochádza postupne k nárastu akciových obchodov v dôsledku obrovskej industrializácie Nemecka.

Fungovanie trhu bolo negatívne ovplyvnené prvou svetovou vojnou. Došlo k masívnemu odchodu zahraničných ale aj domácich investorov a inštrumentov z FW. Tým výrazne poklesli objemy obchodov a Frankfurt tak stratil postavenie svetového burzového a finančného centra. Následne vplyvom hospodárskej krízy po roku 1930 došlo k dočasnému uzavretiu burzy a po vypuknutí druhej svetovej vojny došlo k redukcii búrz na území Nemecka z pôvodných 21 na 9. Krátko po prevedení menovej reformy a konsolidácie ekonomiky v roku 1948 význam a postavenie burzy podstatne posilnil.

Medzi rokmi 1987 a 1988 došlo k vytvoreniu nového indexu DAX, ktorý predstavoval jeden z najvýznamnejších trhových indikátorov na svete. V roku 1993 bola FW začlenená do holdingovej skupiny DB. V roku 1997 došlo k vytvoreniu elektronického obchodného systému XETRA, ktorý predstavoval novú éru nemeckého burzového trhu.

2.4.3 Obchodovanie a štruktúra Frankfurter Wertpapierbörse

Obchodovanie na FW je založené na členskom princípe. Dostupné je len pre autorizovaných obchodníkov predstavujúcich zamestnancov bánk a investičných firiem, nezávislých brokerov a vedúcich brokerov dosadených regulátorným orgánom, ktorí stanovujú kurz jednotlivých inštrumentov. V rámci systému XETRA je možné obchodovať na základe splnenia stanovených požiadaviek. Obchody sú vysporiadané priebežne v lehote T+2 spoločnosťou *Clearstream International S. A.*

Štruktúra trhu je charakteristická širokou paletou inštrumentov z rôznych trhových segmentov. Na burze sú obchodované prioritné a kmeňové akcie domácich a zahraničných emitentov s výraznou prevahou zahraničných emisií. Rozvinutý je tiež trh s dlhopismi. Na parkete FW je možné obchodovať tiež s warrantami a investičnými certifikátmi.

Deutsche Börse (2015) rozlišuje na FW dva trhové segmenty a to **regulovaný** a **voľný trh**. Podmienky pre kotáciu cenných papierov na regulovanom trhu sú určené v súlade

s legislatívou EÚ a podmienky pre kotáciu na voľnom trhu sú určené burzou. Okrem hlavných trhových segmentov využíva burza tiež niekoľko subsegmentov. **Prime Standard** a **General Standard** predstavujú druhú úroveň segmentácie regulovaného trhu. Rozdiel spočíva v tom, že v Prime Standard sú obchodované akcie z regulovaného trhu vykazujúce najvyšší stupeň transparentnosti. V rámci voľného trhu rozoznávame tri segmenty označené ako Entry Standard, First Quotation Board a Second Quotation Board. **Entry Standard** je určený pre malé a stredné podniky pre obchodovanie na kapitálovom trhu. Do **First Quotation Board** sú zahrnuté nemecké a medzinárodné akcie obchodované prvýkrát, pričom sú zavedené nižšie vstupné požiadavky. **Second Quotation Board** je vytvorený pre emitentov z regionálnych búrz.

Systém obchodovania na FW je pomerne variabilný. Obchodovať je možné buď to na parkete, alebo tiež využitím elektronického obchodného systému XETRA. Obchodovanie na parkete je realizované na FW a prebieha od 9 do 20 hodín. Do roku 2002 bola využívaná metóda verejného kriku a od tej doby stanovujú kurzy cenných papierov vedúci brokeri. Jedná sa preto o **systém riadený príkazmi**. Elektronický systém XETRA je kombinovaný obchodný systém, ktorý v centrálnom počítači kumuluje nákupné a predajné príkazy zadané licencovanými obchodníkmi. V systéme XETRA je realizovaných viac ako 85 % obchodov s akciami na nemeckých burzách a napojených je okolo 4600 obchodníkov z bánk a firiem z 18 krajín sveta.

2.4.4 DAX

Hlavným indikátorom burzového trhu FW je index DAX, ktorý sleduje vývoj cien 30 najväčších a najviac aktívne obchodovaných nemeckých firiem označených ako **blue chips**. Predstavuje približne 75 % z celkového základného imania uvedených nemeckých akciových spoločností a 85 % objemu obchodov z nemeckých akcií. Index bol zavedený v roku 1988 a základná hodnota bola stanovená na 1000 bodov ku dňu 31. 12. 1987. V indexe sa môžeme stretnúť s firmami ako je napríklad Deutsche Bank, Deutsche Telekom, BMW, Bayer, Commerzbank, Siemens, ThyssenKrupp a mnoho ďalších.

DAX akcie sú prijaté na obchodovanie na regulovanom segmente trhu a sú uvedené v Prime Standard. Hlavnými kritériami pre váženie akcií v indexe sú podľa Deutsche Börse (2015) **objem obchodovania a trhovú kapitalizáciu** na základe počtu voľne obchodovaných akcií a taktiež pozícia spoločnosti v danom sektore. Index DAX zahŕňa

kurzové zmeny i vyplatené dividendy. Pre kalkuláciu indexu sú využívané kurzy z elektronického obchodného systému XETRA.

Index DAX je pravdepodobne najznámejším indexom DB. Avšak podstatne menej ľudí vie, že DAX je tiež registrovaná ochranná známka a že tento "rodinný index" je priebežne rozširovaný a rozvíjaný už od roku 1988. Deutsche Börse (2015) uvádza, že ďalších okolo 50 titulov so strednou trhovou kapitalizáciou zahŕňa index **MDAX**. Priaznivci technologických titulov majú na výber z 30 titulov **TecDAX**. Investori preferujúci riziko sa orientujú na ponuku titulov **SDAX**, ktorý zastrešuje 50 firiem s malou trhovou kapitalizáciou. Tieto spoločnosti sú charakteristické veľmi dynamickým vývojom s možnosťou vysokých ziskov.

Index DAX predstavuje okrem vhodnej investície tiež benchmark daného trhu. Slúži pre mnoho investorov ako kritérium pre porovnanie výkonu svojich investícií. V neposlednom rade sa index DAX radí tiež medzi **tretí najväčší derivátový index** na svete.

DAX je tiež charakteristický tým, že pomerne presne kopíruje vývoj indexu NASDAQ. Štatisticky sa nejedná o významné rozdiely avšak na rozdiel od NASDAQu, ktorý sa môže meniť výrazne behom jedného dňa a posilniť či poklesnúť o viac než 10 %, je DAX vzhľadom k svojej vysokej trhovej kapitalizácii pomerne stabilnejší. To je dobrá správa pre konzervatívnych investorov s averziou voči riziku a potrebou diverzifikácie. Investovanie do týchto titulov je ovplyvnené hlavne pohybmi v oblasti technológií, ale nie je tiež vylúčené riziko výrazných poklesov, ktorým sa však v Amerike vyhnúť nedá.

2.4.5 Trh nemeckých štátnych dlhopisov

Veselá (2011) definuje dlhopisy ako zastupiteľný dlžnícky cenný papier, s ktorým je spojené právo na splatenie dlžnej čiastky a povinnosť emitenta uspokojiť toto právo. Emitent sa tiež vlastníčkovi dlhopisu zaväzuje vyplácať v dohodnutých termínoch výnosy, ktoré sú najčastejšie kupónové platby, prípadne prémie alebo diskont. Dlhopisy majú obvykle **pevne stanovenú dobu splatnosti**. Z hľadiska emitenta sú najvýznamnejším druhom dlhopisu štátne dlhopisy emitované vládou. Účelom týchto dlhopisov je predovšetkým krytie schodku v štátnom rozpočte a štátneho dlhu.

Štátne dlhopisy obvykle predstavujú cenné papiere s nulovým rizikom insolvenčie. Je s nimi však spojené trhové riziko, keďže ich cena na kapitálovom trhu sa mení v závislosti na vývoji ponuky a dopytu. Všeobecne platí, že čím je dlhšia doba splatnosti dlhopisu, tým je

vyššie trhové riziko. Pre investorov predstavujú štátne dlhopisy bezpečnú investíciu, ktorá však nezaručí vysoký výnos. Prednosťou týchto cenných papierov je vysoký stupeň likvidity najmä kvôli možnosti investora ich rýchlejšie a ľahšie zmeniť na hotovosť.

Za najistejšie dlhopisy európskeho kontinentu sú dlhé roky považované **nemecké štátne dlhopisy**, voči ktorým sa porovnávajú ostatné krajiny. Nemecké dlhopisy sú preto v eurozóne považované za benchmark a slúžia ako bezpečný prístav pre investorov. Nemecké štátne dlhopisy emituje nemecké ministerstvo financií prostredníctvom agentúry pre financovanie Bundesrepublik Deutschland Finanzagentur. Vlastnú emisiu dlhopisov vykonáva Deutsche Bundesbank. Podľa Bundesrepublik Deutschland Finanzagentur (2015) patria medzi zástupcov dlhových nástrojov spolkovej vlády nasledujúce dlhopisy:

1. **Bubill**, ktorý predstavuje bezkupónový nemecký vládny dlhopis so splatnosťou 6 až 12 mesiacov. Emituje sa v intervale každých troch mesiacov. Prednostne je určený pre inštitucionálnych investorov a zahraničné centrálné banky. Minimálna menovitá hodnota je 1 mil. EUR, pričom nie je registrovaný na nemeckých burzách. V roku 2015 majú byť emitované v celkovej výške 38,5 miliárd EUR a budú tak dosahovať 21 % objemu emisie všetkých nemeckých štátnych dlhopisov, čo predstavuje v porovnaní s rokom 2014 zníženie o 1 %,
2. **Schätze** predstavuje bezkupónový nemecký vládny dlhopis so splatnosťou 24 mesiacov emitovaný jednorazovo v aukciách opakujúcich sa každé tri mesiace. Kúpu týchto dlhopisov môže previesť akýkoľvek subjekt, avšak priame ponuky môžu previesť len niektoré banky. Na konci roku 2014 predstavovali približne 9 % dlhového portfólia vlády, pričom v obehu na sekundárnom trhu bolo 107 miliárd EUR. V roku 2015 má byť na primárnom trhu emitovaných okolo 56 miliárd EUR Schätze, čo bude tvoriť asi 30 % z ročného emisného kalendára roku 2015,
3. **Bobl** predstavuje nemecký vládny dlhopis s ročnými pevnými kupónmi so splatnosťou päť a štvrt roku. Na primárnom trhu ho môžu počas trojmesačného obdobia kupovať len fyzické osoby a nemecké neziskové organizácie. Od augusta 2000 sú každým rokom emitované dve rady so splatnosťou päť rokov a šesť mesiacov. Obdobie emisie trvá šesť mesiacov a tri mesiace potom sa uskutoční navrhovaná aukcia, čím sa zvýši ich likvidita. V roku 2015 budú predstavovať 21 % ročnej emisie v objeme 39 miliárd EUR, čo predstavuje v porovnaní s rokom 2014 pokles o 9 miliárd,

4. **Bund** predstavuje nemecký vládny dlhopis s ročnými pevnými kupónmi so splatnosťou 10 až 30 rokov, pričom v rámci 10 a 30 ročných dlhopisov je možné stripovanie¹. Jedná sa o kľúčový nástroj nemeckého dlhopisového trhu. Na konci roka 2014 predstavovali približne 60 % dlhového portfólia nemeckej spolkovej vlády. Desaťročný bund zahŕňal 25 %, čo je pokles o 2 % v porovnaní s predchádzajúcim rokom a 30 ročný asi 3 % ročného objemu emisie. V roku 2015 majú byť opäť emitované 30 ročné dlhopisy v objeme 6 miliónov EUR splatné v auguste 2046,
5. **inflačne indexovaný nemecký vládny dlhopis** predstavuje dlhopis s ročnými kupónmi a splatnosťou 5 alebo 10 rokov. Inflačne indexovaný dlhopis je konštruovaný tak, aby pri rastúcej inflácii rástla menovitá hodnota dlhopisu, čo pri rovnakej kupónovej sadzbe znamená vyššie kupónové platby. Tým zostáva zachovaný reálny výnos investorov. V súčasnosti existuje päť inflačne indexovaných nemeckých dlhopisov v obehú: jeden 5 ročný a štyri 10 ročné. Tieto nástroje tvoria cca 5 % dlhového portfólia nemeckej vlády.

Napriek tomu, že sú dlhopisy registrované na nemeckých burzách, väčšina obchodov je realizovaná na **OTC trhu**. Úrok sa u všetkých typov dlhopisov, s výnimkou bubill, počíta na skutočnom základe, tzn. že sa doba úročenia i dĺžka roku počítajú presne podľa kalendára. V prípade bubill sa vychádza z francúzskej metódy úročenia ACT/360, kedy sa počíta s dĺžkou roka 360 dní.

V súčasnosti je trh nemeckých štátnych dlhopisov charakteristický nízkou výnosnosťou. Česká tisková kancelár (2015) uviedla, že v utorok 6. januára 2015 klesol výnos dokonca pod úroveň výnosu japonských dlhopisov, ktoré sa už dlhé roky považovali za jedny z najnižších na svete. Dôvodom bol najmä útek investorov do bezpečia a špekulácia na zahájenie plánovaného kvantitatívneho uvoľňovania zo strany ECB. ECB totižto v snahe podporiť ekonomiku eurozóny previedla nákup štátnych dlhopisov, čo zrazilo výnosy desaťročných nemeckých dlhopisov na rekordné minimum 0,377 %.

2.5 Peňažný trh eurozóny

Revenda (2005) definuje peňažný trh ako systém inštitúcií a inštrumentov, ktoré zabezpečujú pohyb rôznych foriem krátkodobých peňazí so splatnosťou do jedného roku

¹ *Stripovanie* znamená oddelenie kupónu od nominálnej hodnoty dlhopisu tak, aby následne bolo možné obe zložky obchodovať oddelene. To je pre investorov možné už od minimálnej čiastky 50 000 EUR.

na dlhovom princípe medzi bankami navzájom, bankami a centrálnou bankou a ďalšími finančnými a nefinančnými inštitúciami. Dominantnú úlohu na peňažnom trhu zohráva centrálna banka, ktorá na trhu prevádza menovo politické opatrenia.

V eurozóne sú pod obchodmi s centrálnou bankou chápané obchody medzi Eurosystémom a komerčnými bankami. Národné centrálné banky eurozóny môžu vykonávať obchody len s akceptovateľnými zmluvnými stranami, ktoré musia spĺňať stanovené kritériá Eurosystému. Do súboru nástrojov menovej politiky ECB patria **operácie na voľnom trhu**, **automatické operácie** a **povinné minimálne rezervy**. Operácie na voľnom trhu sa prevádzajú na základe impulzu národných centrálnych bánk a ECB prostredníctvom nich riadi likviditu a úrokové sadzby na peňažnom trhu.

Základné časti peňažného trhu eurozóny pri prevádzaní obchodov navzájom medzi komerčnými bankami sú **trh nezabezpečených obchodov** a **trh zabezpečených obchodov** – derivátový trh, trh krátkodobých cenných papierov a repo trh. Zabezpečený a nezabezpečený trh sú základné segmenty európskeho peňažného trhu. Hlavnou úlohou medzibankového trhu depozít je zvýšiť efektívnosť využitia dočasne voľných prostriedkov komerčných bánk. Na derivátovom trhu eurozóny obchodujú banky s finančnými derivátmi denominovanými v eurách.

Vysokú transparentnosť a likviditu medzibankového trhu depozít odráža skutočnosť, že vo väčšine vyspelých krajín je cena krátkodobých depozít pre konkrétne štandardizované lehoty splatnosti oficiálne kótovaná referenčnými bankami a označovaná ako **referenčná medzibanková úroková sadzba**. Tieto sadzby sa vzťahujú na niekoľko rôznych dlhých časových období, v rámci ktorých sú bankami najvyššej kvality ponúkané peňažné prostriedky. Za najvýznamnejšie z nich sú vo všeobecnosti považované 3M a 6M „InterbankOfferedRates“ resp. 3M a 6M „InterbankBidRates“. Z týchto kótovaných sadzieb sú na príslušnom peňažnom trhu každý bankový deň podľa presne stanovených pravidiel vypočítané priemerné sadzby a fixované referenčné úrokové sadzby pre štandardizované lehoty splatnosti, ktoré sú následne zverejnené.

Inštitúciou zodpovednou za peňažný trh eurozóny je od roku 2014 **European Money Markets Institute**, predtým známy ako Euribor-EBF. European Money Markets Institute (2015) ponúka nasledujúce tri indexy: **Euribor®**, referenčnú úrokovú sadzbu peňažného trhu, za ktorú sú poskytované medzibankové termínované depozitá v eurozóne; **Eonia®**, efektívna „overnight“ referenčná sadzba vypočítaná ako vážený priemer všetkých

jednoduchých nezabezpečených úverových obchodov na medzibankovom trhu medzi dvoma prispievajúcimi bankami a **Eurepo®**, referenčná sadzba veľkého Euro repo trhu.

Euribor je skratka pre Euro Interbank Offered Rate. Predstavuje orientačnú sadzbu rozsiahleho peňažného euro trhu, za ktorú sú ponúkané euro medzibankové termínované depozitá jednou prvotriednou bankou druhej v eurozóne. Je kalkulovaná v 11:00 (SEČ) pre spotovú hodnotu T+2. Jej vznik sa spája so zavedením meny euro v roku 1999. Je podporovaný a financovaný Európskou bankovou asociáciou.

Banky, ktoré sa zúčastňujú kotácie Euriboru, sa označujú ako **panelové banky**. Panel bánk sa skladá z bánk krajín EÚ, ktoré patria do eurozóny od jej počiatku, ďalej z bánk ostatných krajín EÚ, ktoré nepatria do eurozóny od počiatku a z veľkých medzinárodných bánk mimo krajín EÚ. Tieto banky prevádzajú podstatnú časť svojich operácií v eurozóne a so štátmi eurozóny. Výber panelových bánk je založený na trhových kritériách, pričom sa jedná o prvotriedne banky, ktoré sú vyberané za účelom zaistenia diverzity eurotrhu. Z toho dôvodu sa považuje Euribor za účinný a reprezentatívny benchmark.

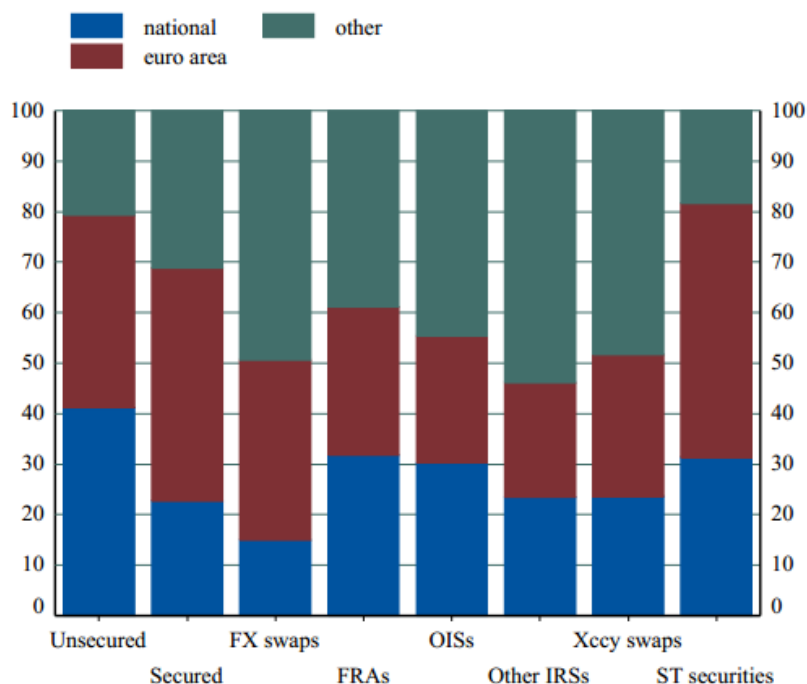
Každá panelová banka denne zverejňuje svoju úrokovú sadzbu, za ktorú požičiava depozitá inej banke. Výpočet a správu sadzby Euribor prevádza spoločnosť **Reuters**. Každý deň zhromaždí tieto úrokové sadzby panelových bánk, z nich vylúči 15 % najvyšších a 15 % najnižších a následne vypočíta ich priemer. Celkom existuje 8 rôznych sadzieb Euribor podľa dĺžky trvania. Rozlišujeme 1T, 2T, 1M, 2M, 3M, 6M, 9M a 12M sadzbu. Úroveň týchto sadzieb je v prvom rade určená ponukou a dopytom a tiež niektorými vonkajšími faktormi ako napríklad inflácia či hospodársky rast.

Euribor zohráva dôležitú úlohu, pretože slúži ako **benchmark pre finančnú stabilitu** a tiež ako základ pre úrokové sadzby všetkých druhov finančných inštrumentov. Používa sa hlavne ako index pre OTC kontrakty (Over-The-Counter), deriváty, firemné úvery, maloobchodné hypotéky, dlhopisy s pohyblivou úrokovou sadzbou a sekuritizované produkty. Používa sa tiež v prípade podnikateľských úverov s pohyblivou úrokovou sadzbou, kde je sadzba tvorená súčtom klientom zvoleného fixingu IBORu a odchýlky. European Money Markets Institute (2015) uvádza, že približne 28 % z maloobchodných hypoték v eurozóne v hodnote viac ako 1,4 trilióna dolárov sú indexované na Euribor. Nominálny objem nesplatených finančných zmlúv indexovaných na Euribor sa odhaduje na sumu viac ako 180 triliónov eur.

Medzibankový trh depozít dosiahol na peňažnom trhu eurozóny najvyšší stupeň integrácie. Len pár týždňov po zavedení eura došlo k odstráneniu odlišností na medzibankových trhoch jednotlivých krajín eurozóny. Dôvodom tak rýchlej integrácie bol bezprostredný úspech ukazovateľov peňažného trhu eurozóny – úrokových sadzieb Eonia a Euribor, ktoré boli všeobecne akceptované trhovými účastníkmi. Ďalším dôvodom bolo tiež správne fungovanie zúčtovania cezhraničných platieb prostredníctvom systému TARGET, ktorý zaisťuje bezpečné obchodovanie v eurozóne.

V roku 2014 sa na medzibankovom peňažnom trhu podieľalo 154 bánk z 28 krajín sveta. Obr. 2.4 zachytáva analýzu geografického rozloženia peňažného trhu a vypovedá o substitučnom jave, kde sú transakcie s protistranami z eurozóny postupne nahradené pri jednotlivých inštrumentoch obchodmi s tuzemskými inštitúciami alebo krajinami mimo eurozóny. V rámci nezabezpečeného trhu vykazuje zvýšenú závislosť na národných protistranách, ktoré predstavovali viac ako 41 % z celkového priemerného denného obratu na nezabezpečenom trhu v roku 2014.

Obr. 2.4 Štruktúra peňažného trhu v roku 2014 v %



Zdroj: ECB (2014)

Súčasný peňažný trh eurozóny je charakteristický vysokým prebytkom likvidity v kombinácii s nízkou úrovňou úrokových sadzieb a nízkou volatilitou jednoduchých úrokových sadzieb meraných referenčnou sadzbou Eonia. Všetky tieto skutočnosti tak výrazne znižujú potrebu na zabezpečenie úverového rizika.

3 CHARAKTERISTIKA POUŽITÝCH EKONOMETRICKÝCH METÓD

V tejto kapitole budú vysvetlené základné pojmy pre ekonometrickú analýzu a tiež postup modelovania v aplikačnej časti diplomovej práce. Priblížené bude teoretické pozadie pre odhad, tvorbu a následnú verifikáciu vektorového modelu korekcie chyby.

3.1 Stochastické procesy

Ekonomické a finančné časové rady obvykle majú charakter nestacionárnych časových rad. Stochastický proces predstavuje v čase usporiadanú radu náhodných veličín $\{X(s, t), s \in S, t \in T\}$, kde S predstavuje výberový priestor a T je indexná rada. Pre každé $t \in T$ je $X(., t)$ náhodná veličina definovaná na výberovom priestore S . Pre každé $s \in S$ je $X(s, .)$ realizácia stochastického procesu definovaná na indexnej rade T . Jedná sa teda o usporiadanú radu čísel, kde každé číslo odpovedá jednej hodnote indexnej rady.

Náhodný proces predstavuje funkciu, ktorá času priradzuje náhodnú premennú. Preto aj popisné štatistiky týchto náhodných premenných sú funkcie času. Pre stochastický proces $\{X_t, t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$ definujú Alt a Arltová (2007, s. 26) nasledujúce popisné štatistiky:

- stredná hodnota $\mu_t = E(X_t),$ (3.1)

- disperzia $\sigma_t^2 = D(X_t) = E(X_t - \mu_t)^2,$ (3.2)

- kovariancia $\text{cov}(X_t, X_{t-k}) = E(X_t - \mu_t) \cdot (X_{t-k} - \mu_{t-k}),$ (3.3)

- korelácia $\rho(t, t-k) = \frac{\text{cov}(t, t-k)}{\sigma_t \cdot \sigma_{t-k}}$ pre $t \in T.$ (3.4)

Ak pre všetky t platí, že $\mu_t = \mu$, $\sigma_t^2 = \sigma^2$ a kovariancia a korelácia závisia len na časovej vzdialenosti náhodných veličín, potom sa daný proces označuje ako **stacionárny** alebo tiež **kovariančne stacionárny**. Jeho rozdelenie pravdepodobnosti ostáva v čase invariantné. To sa však vo väčšine prípadov dá považovať za priveľmi silný predpoklad. Preto sa v praxi často uspokojíme so **slabou stacionaritou**, ktorá predpokladá konečnú konštantnú strednú hodnotu, konštantný rozptyl a kovarianciu invariantnú voči posunom v čase. Najznámejším stacionárnym stochastickým procesom je **biely šum**, ktorý predstavuje

časovú radu navzájom nekorelovaných veličín s nulovou strednou hodnotou a konštantným kladným rozptylom reziduálnej zložky.

Ak nie je splnená niektorá zo spomenutých podmienok stacionarity, nazývame časový rad **radom nestacionárnym**. Nestacionárne časové rady z dlhodobého hľadiska nemajú strednú hodnotu, ku ktorej by konvergovali, rozptyl závisí od času a pre konečný časový rad kolerogram klesá veľmi pomaly. Medzi možné príčiny nestacionarity patria napríklad technologické zmeny, vývoj ekonomiky prípadne zmena politického režimu.

Cipra (2013) a Brooks (2014) zavádzajú dve podoby nestacionárnych časových radov. Prvým typom je **deterministická nestacionarita**, ktorú môže spôsobovať deterministický trend. Matematicky je možné ju vyjadriť pomocou rovnice:

$$y_t = \alpha + \beta \cdot t + \varepsilon_t, \quad (3.5)$$

kde y_t predstavuje vývoj premennej v čase t , α a β predstavujú parametre a ε_t je biely šum. Pre stacionarizáciu časovej rady sa následne prevádza odstránenie trendu.

Druhým typom je **stochastická nestacionarita**, ktorú je možné modelovať pomocou tzv. *náhodnej prechádzky s driftom* alebo stacionarizovať prepočtom na *prvé diferencie*. Stochastickú nestacionaritu je možné matematicky vyjadriť pomocou rovnice:

$$y_t = \alpha + y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3.6)$$

kde y_t vyjadruje vývoj premennej v čase t , y_{t-1} predstavuje vývoj premennej v čase $t-1$, α je parameter a ε_t predstavuje biely šum.

Jednotlivé druhy nestacionárnych časových rad sa odlišujú spôsobom ich stacionarizácie. V tejto práci bude využitá kointegračná analýza. Pre jej prevedenie sú požadované nestacionárne dáta v úrovniach a stacionárne dáta v prvej diferenciách.

3.2 Testovanie jednotkového koreňa

Nestacionárne časové rady sa označujú ako $I(d)$, kde d predstavuje stupeň integrácie. U väčšiny ekonomických časových rad sa stretávame s hodnotou $I(1)$, čo znamená časovú radu integrovanú rádom jedna. Takáto časová rada je stacionárna po prvých diferenciách. Preto je potrebné, ako tvrdí Cipra (2013), aby každej empirickej analýze vychádzajúcej z ekonomických dát predchádzali testy jednotkového koreňa. Jedná sa o štatistické testy

vyhodnocované na danej hladine významnosti, ktorá býva najčastejšie určená na úrovni 1 %, 5 % alebo 10 %.

Najpoužívanejšie testy na určenie jednotkového koreňa sú Dickey-Fuller test, rozšírený Dickey-Fuller test (ADF), Phillips-Perron test (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test (KPSS). V tejto práci pre testovanie stacionarity časových radov bude použitý ADF test a PP test.

3.2.1 Rozšírený Dickey-Fuller test

Východiskom pre rozšírený Dickey-Fuller test je *pôvodný test stacionarity časových rad* vyvinutý v 70. rokoch 20. storočia. Pritom boli navrhnuté tri varianty tohto testu podobného t-testu, ktorý však používa iné rozdelenie pravdepodobnosti. Jednotlivé varianty zahŕňajú variantu s nulovou konštantou a trendom, variantu s nenulovou konštantou a variantu obsahujúcu nenulovú konštantu a trend. Všetky varianty pritom pri testovaní majú rovnakú nulovú hypotézu vyjadrujúcu vzťah (3.7). Odlišné sú však alternatívne hypotézy, ktoré je možné obecné zapísať pomocou vzťahu (3.8):

$$H_0 : \Delta y_t = \psi y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ pre } \psi = 0, \quad (3.7)$$

$$H_1 : \Delta y_t = \alpha + \beta \cdot t + \psi y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ pre } \psi < 0, \quad (3.8)$$

kde ψ vyjadruje autoregresný parameter, β je smernica, α vyjadruje parameter a ε_t je biely šum. Interpretáciu hypotéz je možné zjednodušiť pomocou vzťahu:

$$H_0 : \psi = 0, \quad (3.9)$$

tzn. časová rada obsahuje jednotkový koreň a proces je nestacionárny,

$$H_1 : \psi < 0, \quad (3.10)$$

tzn. časová rada neobsahuje jednotkový koreň a proces je stacionárny.

Ak nie je možné zamietnuť nulovú hypotézu v prípade dát na úrovni, musí byť stacionarita časovej rady potvrdená na svojej prvej diferencií. Ak bude nulová hypotéza zamietnutá, potvrdí sa prítomnosť jednotkového koreňa u pôvodnej časovej rady.

Testovacia štatistika je vo všetkých troch variantách DF-testu rovnaká a riadi sa vlastným neštandardným rozdelením Dickeyho a Fullera. Obecné platí, že dané rozdelenie má ťažšie konce než t-rozdelenie, takže jeho kritické hodnoty sú v absolútnej hodnote oveľa

vyššie než v prípade t-rozdelenia. Kritické hodnoty sú uvedené vo viacerých zdrojoch, ako napríklad Brooks (2014) a väčšina výpočtových programov uvádza relevantné kritické hodnoty v tabuľke vyhodnotenia tohto testu. Kritickú hodnotu je možné určiť podľa vzťahu:

$$DF_t = \frac{\hat{\psi}}{\hat{\sigma}(\hat{\psi})}, \quad (3.11)$$

kde $\hat{\psi}$ predstavuje odhad parametra ψ a $\hat{\sigma}(\hat{\psi})$ znázorňuje štandardnú odchýlku odhadovaného parametra.

Pôvodný DF-test má však jednu nevýhodu a tou je jeho použiteľnosť. Tento test sa totižto dá použiť len v prípade, ak reziduálna zložka predstavuje nezávislý biely šum. Ak závislá premenná obsahuje autokoreláciu, je nutné použiť rozšírený DF-test, aby bola znížená pravdepodobnosť zamietnutia platnej nulovej hypotézy.

ADF test namiesto nulovej hypotézy zobrazenej pomocou vzťahu (3.7) používa odlišnú nulovú hypotézu, ktorú je možné zapísať pomocou vzťahu:

$$H_0 : \Delta y_t = \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \text{pre } \psi = 0, \quad (3.12)$$

kde $\sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i}$ predstavuje pridaný autoregresný člen, ktorý absorbuje dynamickú štruktúru obsiahnutú v závislej premennej. Kritické hodnoty a testovacia štatistika pre jednotlivé varianty ostávajú rovnaké ako pred rozšírením. (Cipra, 2013)

K presnejšiemu výberu platnej hypotézy u prevažnej časti výpočtových softvérov (ako napr. EViews) hlavne u menších súborov slúži tzv. **p-štatistika**, ktorá určuje spoľahlivosť testu. Pokiaľ p-štatistika nedosahuje úroveň vybranej hladiny významnosti, je nulová hypotéza zamietnutá. Ak však nie je možné nulovú hypotézu zamietnuť, musíme nestacionaritu v úrovniach verifikovať pomocou testu stacionarity časovej rady v prvej diferenciách. Ak sú dáta v prvej diferenciách stacionárne, dochádza k zamietnutiu nulovej hypotézy o existencii jednotkového koreňa. Pôvodné časové rady tak obsahujú jednotkový koreň a považujú sa za nestacionárne.

Rozhodujúcu úlohu tohto testu pritom zohráva stanovenie správneho počtu oneskorení p . Význam stanovenia oneskorení vychádza z toho, že ak by bolo zadanych príliš málo oneskorení, neodstráni sa sériová závislosť a naopak, ak bude zadany príliš veľký počet, zníži

sa sila testu. Pre určenie správneho počtu oneskorení p sa tak dajú použiť tzv. **informačné kritéria**, konkrétne Akaike, Schwarz a Hannan-Quinn, prípadne ich modifikácie. Pomocou týchto kritérií vieme lepšie odhadnúť náš model. Podľa ich hodnoty vieme rozhodnúť, či je nutné do daného modelu pridať nejakú premennú alebo nejaké odobrať, prípadne pridať oneskorenú hodnotu inej premennej. Ak po pridaní nepoužitej alebo oneskorenej premennej dôjde k zníženiu hodnoty informačného kritéria, náš model je odhadnutý lepšie ako predošlý.

3.2.2 Phillips-Perron test

Phillips-Perron test označený ako PP test sa považuje za alternatívny neparametrický test na určenie jednotkového koreňa. Formulovaný bol o niekoľko rokov neskôr než ADF test. Ako uvádzajú Cipra (2013) a Brooks (2014), tento test sa veľmi podobá ADF testu, no vyskytujú sa určité rozdiely. Rozdiel medzi ADF testom a PP testom spočíva v zohľadňovaní autokorelácie rezíduí a heteroskedasticity. Zohľadnenie autokorelácie rezíduí sa v tomto prípade nerealizuje rozšírením o autoregresné členy ako v (3.12), ale priamo korekciou odhadnutej smerodajnej odchýlky v menovateli DF-štatistiky (3.11).

Hypotézy sú stanovené rovnako ako v prípade ADF testu a môžeme ich matematicky vyjadriť pomocou rovníc:

$$H_0 : y_t \sim I(1), \quad (3.13)$$

tzn. časová rada obsahuje jednotkový koreň a je nestacionárna,

$$H_1 : y_t \sim I(0), \quad (3.14)$$

tzn. časová rada neobsahuje jednotkový koreň a je stacionárna. (Brooks, 2014)

Pokiaľ nie je možné zamietnuť nulovú hypotézu, vykonáva sa tiež ako v prípade ADF testu test diferencovaných hodnôt. Pre spresnenie výberu platnej hypotézy používa PP test rovnako ako ADF test p -štatistiku. Ak je teda p -štatistika menšia než zvolená hladina významnosti, bude nulová hypotéza zamietnutá.

Vypovedajúca schopnosť obidvoch spomenutých testov je relatívne na rovnakej úrovni. Ak si však nie sme istí stacionaritou, dá sa popri testoch jednotkového koreňa použiť **KPSS test**. Tento test overuje samotnú stacionaritu. Hypotézy tohto testu sú stanovené inverzne než u predchádzajúcich dvoch testov. Nulová hypotéza považuje časovú radu za stacionárnu a naopak alternatívna hypotéza potvrdzuje nestacionaritu časovej rady. V tejto

práci sú použité ADF a PP testy. V prípade, ak sú časové rady integrované toho istého rádu, môžeme pristúpiť k testovaniu kointegračných vzťahov medzi premennými.

3.3 Kointegračná analýza

Pri modelovaní viacrozmerných ekonomických časových rad je potrebné rozlišovať medzi krátkodobými a dlhodobými vzťahmi. Dlhodobé vzťahy časových radov sa bezprostredne vzťahujú k pojmu ekvilibrium, ktoré chápeme ako stav, do ktorého má systém tendenciu sa neustále vracat'. Systém však v skutočnosti nikdy nie je v ekvilibriu, pretože je vystavený neustálym šokom.

Napriek tomuto faktu však systém môže byť v stave, ktorý v čase konverguje k rovnováhe, nazývanej tiež **dlhodobý rovnovážny stav**. Pri konštrukcii modelov ekonomických časových rad je logické vychádzať z predpokladu, že vývoj jednotlivých rad sa opiera o teoreticky zdôvodnené ekonomické vzťahy a v dlhodobom horizonte sa tento skutočný vývoj a teoretický predpoklad nerozchádzajú. Premenné sa však pod vplyvom šokov môžu krátkodobo vychýliť od ekvilibria až po určitú hranicu, za ktorú nemôžu ísť. No v dlhodobom horizonte sa do rovnováhy vrátia. Ekonometrické vyjadrenie tohto stavu sa označuje ako **kointegrácia časových rad**.

Ekonomické časové rady bývajú často nestacionárne, a preto vyžadujú určitý špecifický prístup skúmania. Takéto časové rady je však možné kombinovať tak, aby bol ich výsledok stacionárny. Práve existencia tohto systému sa označuje ako kointegrácia a jej lineárnym vyjadrením je kointegračná rovnica.

Všeobecnejšiu definíciu kointegračného procesu, ktorú uviedli Engle a Granger, vyjadrujú Arlt a Arltová (2007, s. 231) pre l integrovaných procesov nasledujúcim spôsobom: „Nech X_t je l -rozmerný vektor obsahujúci procesy $\{X_{1t}\}, \{X_{2t}\}, \dots, \{X_{lt}\}$. Ak je každý z nich typu $I(d)$ a ak existuje taký vektor α o rozmere $(l \times 1)$, že $\alpha' \{X_t\} \sim I(d, c)$, kde $c > 0$, potom sú tieto procesy kointegrované a môžeme ich zapísať ako $\{X_t\} \sim CI(d, c)$. Vektor α sa nazýva kointegračný vektor.“

V prípade platnosti $d = c$ je takáto lineárna kombinácia stacionárna a nazýva sa **kointegračná rovnica**. Táto rovnica vypovedá o dlhodobom rovnovážnom vzťahu medzi premennými. Dlhodobý vývoj premenných v rovnováhe však neznamená, že sú v rovnováhe aj v krátkodobom horizonte. Ako však tvrdí Cipra (2013), dlhodobá nerovnováha by

napríklad u premenných, ktoré predstavujú trhové prostredie, mohla spôsobiť vznik arbitrážnych príležitostí.

V prípade existencie jedného kointegračného vektoru je vzťah skúmaných premenných zjavný. Pri n procesoch však môže existovať až $n-1$ kointegračných vektorov, kedy každý z nich nesie určitú informáciu o rovnováhe. Aby sa teda systém od ekvilbria, ktoré je dané týmito vektormi, dlhodobo neodchyľoval, musí existovať mechanizmus tzv. *spätnej obnovy (error corection)*. Tento mechanizmus sa matematicky určí mechanizmom korekcie chyby – ECM (error correction mechanism).

Pre zistenie existencie respektíve neexistencie kointegrácie medzi premennými slúžia *testy kointegrácie*. Tieto testy určujú počet kointegračných vzťahov v danom modeli. Medzi najpoužívanejšie testy sa radí napr. Engle-Granger test a Johansenov test. Johansenov test kointegrácie bude aplikovaný v rámci aplikačnej časti pri prevedení kointegračnej analýzy.

Spôsob kvantifikácie *Johansenovho testu kointegrácie* vychádza z odhadu tzv. *kanonických korelácií*. Cipra (2013) uvádza, že tieto korelácie určujú parciálnu závislosť medzi m -rozmernými vektormi Δy_t a y_{t-1} pri pevných hodnotách vektorov $\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-p+1}$. Kanonické korelácie sú druhými odmocninami vlastných čísel $\lambda_1, \dots, \lambda_m$ matice. Počet kointegračných vzťahov v modeli následne určí počet takýchto nenulových čísel. Tieto testy je možné prirovnáť k testom vierohodnosti modelu s tým rozdielom, že sa riadia vlastným rozdelením pravdepodobnosti.

Pre korektné použitie tohto testu je najskôr nutné overiť nestacionárnosť pomocou vyššie spomínaného testu jednotkového koreňa. Ďalej sa predpokladá existencia k -dimenzionálneho vektoru rádu p , ktorý je možné zapísať pomocou vzťahu:

$$y_t = A_1 \cdot y_{t-1} + A_2 \cdot y_{t-2} + \dots + A_p \cdot y_{t-p} + BX_t + \varepsilon_t, \quad (3.15)$$

kde y_t znázorňuje vektor nestacionárnych endogénnych premenných, p je počet oneskorení premenných, X_t predstavuje vektor deterministických exogénnych premenných, A_p a B sú parametre matice a ε_t je náhodná chyba.

Johansenov test analyzuje kointegračné vzťahy pomocou modelu korekcie chyby, ktorý bude následne špecifikovaný. Tento model je možné matematicky vyjadriť pomocou vzťahu:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t(p-1)} + \varepsilon_t, \quad (3.16)$$

kde Π vyjadruje maticu a p vyjadruje počet oneskorení premenných. Ak je parameter matice rovný nule $\Pi=0$, má matica nulovú hodnotu a neexistuje žiadny kointegračný vzťah medzi premennými. Ak platí $\Pi=n$, má matica plnú hodnotu a predpokladá sa existencia kointegračného vzťahu. Johansenov test je založený na odhadnutých vlastných hodnotách matice Π .

Johansenov test pozostáva z dvoch testovacích štatistík – trace test a maximum eigenvalue test. V oboch prípadoch sa vlastné hodnoty zoradia od najväčšej až po najmenšiu. Testovaciu štatistiku **trace testu** je možné matematicky vyjadriť pomocou vzťahu:

$$\lambda_{trace}(r) = -n \sum_{i=r+1}^m \ln(1 - \hat{\lambda}_i), \quad (3.17)$$

kde n vyjadruje počet pozorovaní, r predstavuje počet kointegračných vzťahov a $\hat{\lambda}_i$ predstavujú vlastné čísla matice. Trace test je združený test nulovej hypotézy o existencii najviac r kointegračných vektorov oproti alternatívnej hypotéze, ktorá tvrdí, že sa v modeli vyskytuje viac než r kointegračných vektorov. Postupne je testované $r = 0, 1, \dots, m-1$, až kým nebude zamietnutá nulová hypotéza. V prípade ak platí $\lambda_{trace}(r) = 0$, v modeli sa kointegračný vzťah nenachádza. Nulová hypotéza je zamietnutá, pokiaľ je testovacia štatistika väčšia než príslušná kritická hodnota. (Cipra, 2013)

Maximum Eigenvalue test je založený na preskúmaní každej vlastnej hodnoty matice. Testovacia štatistika Maximum Eigenvalue testu sa vyjadrí pomocou vzťahu:

$$\lambda_{max}(r) = -n \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}), \quad (3.18)$$

kde r predstavuje počet kointegračných vzťahov a $\hat{\lambda}_i$ predstavujú vlastné čísla matice. Ak je testovacia štatistika väčšia ako kritická hodnota, zamietame na zvolenej hladine významnosti nulovú hypotézu, že je r kointegrovaných vektorov oproti alternatívnej hypotéze, že je $1+r$ kointegrovaných vektorov. Postupne je testované $r = 0, 1, \dots, m-1$, až kým nebude zamietnutá nulová hypotéza.

Johansenova metodológia ponúka 5 rôznych kombinácií testu:

1. bez konštanty v kointegračnej rovnici i vektorom modeli,
2. s obmedzenou konštantou, ktorá je zahrnutá len do kointegračnej rovnice,

3. so zahrnutím konštanty do kointegračnej rovnice i modelu korekcie chyby,
4. s konštantou a obmedzeným trendom len v kointegračnej rovnici,
5. s konštantou a neobmedzeným trendom v kointegračnej rovnici.

Najviac používanými testami sú varianty č. 2 a č. 3. V rámci testu môžeme tiež špecifikovať oneskorenia (lagy) v modeli ako dvojicu intervalov. Tieto oneskorenia sa viažu na prvé diferencie premenných a nie na samotný proces. Ak napríklad zadáme oneskorenie vo forme „1 2“, testujeme regresiu Δx_t na Δx_{t-1} , Δx_{t-2} a na zadané exogénne premenné.

Pri výpočte pomocou výpočtového softvéru EViews je možné sledovať dve časti výstupu. V prvom výstupe sú výsledky Trace štatistiky a v druhom výsledky Maximum Eigenvalue štatistiky.

3.4 Vektorový model korekcie chyby

Ak pracujeme s jednorozmernou nestacionárnou radou, jednoznačne sa odporúča túto radu najskôr diferencovať a pracovať tak s jej prvými diferenciami. Pokiaľ však pracujeme s viac nestacionárnymi veličinami sledovanými v čase s ohľadom na ich časové prepojenie, potom je tento prechod k diferenciám síce štatisticky správny, ale takýto model nemusí poukázať na dlhodobé vzťahy rovnováhy medzi nediferencovanými veličinami.

V prípade, že sú časové rady nestacionárne a súčasne kointegrované, je možné skúmať vzájomný vzťah premenných využitím **vektorového modelu korekcie chyby** (Vector Error Correction Model – VECM). Tento model pomocou kointegračného vektora rezíduí berie do úvahy tiež dlhodobé vzťahy medzi premennými.

Názorne sa dá model popísať pomocou dvoch nestacionárnych časových rad $\{x_t\}$ a $\{y_t\}$, ktoré sú obe typu $I(1)$. Z prítomnosti kointegrácie v spomínaných časových radách je možné usúdiť ich dlhodobú rovnováhu. Z predchádzajúcej teórie je zjavné, že môže dochádzať ku krátkodobým výkyvom týchto časových rad a z toho dôvodu je potrebné zaviesť tzv. **korekčný člen**. Model korekcie chyby je tak možné matematicky vyjadriť pomocou vzťahu:

$$\Delta y_t = \gamma \cdot \Delta x_t + \alpha \cdot (y_{t-1} - \beta \cdot x_{t-1}) + \varepsilon_t, \quad (3.19)$$

kde výraz $(y_{t-1} - \beta \cdot x_{t-1})$ predstavuje korekčný člen vytvorený z dát v úrovniach v čase $t-1$, parametre typu β určujú dlhodobé kointegračné vzťahy medzi premennými a zapisujú sa

do tzv. kointegračných vektorov typu $(1 - \beta)'$, parametre typu γ popisujú krátkodobé vzťahy medzi premennými, parametre typu α predstavujú rýchlosť prispôsobenia sa rovnovážnemu stavu a ε_t vyjadruje biely šum. (Cipra, 2013)

Krátkodobé nerovnovážne vzťahy v modeli je možné určiť pomocou prírastkov Δx_t a Δy_t , ktoré sú z dôvodu neodchyľovania od dlhodobého rovnovážneho vzťahu korigované. Pomocou alternatívneho maticového zápisu VECM vychádzajúceho zo vzťahu (3.16) je možné rozdeliť maticu na dva členy a platí $\Pi = \alpha\beta'$, potom môžeme rovnicu vyjadriť pomocou vzťahu:

$$\Delta y_t = \alpha(\beta' y_{t-1}) + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-(p-1)} + \varepsilon_t, \quad (3.20)$$

pričom α vyjadruje hodnotu tzv. koeficientov adjustácie pre každú rovnicu obsiahnutú v maticovom modeli a $\Gamma_i \Delta y_{t-i}$ predstavuje členy korekcie chyby matice stacionárnych hodnôt oneskorených premenných. Pomocou koeficientov adjustácie sme schopní určiť rýchlosť návratu systému do rovnovážneho stavu po jeho vychýlení. Jednotlivé členy matice označené ako β' vyjadrujú kointegračné vzťahy medzi premennými a popisujú tak ich vzájomné dlhodobé vzťahy. S ich využitím sú následne zostavené kointegračné vektory.

Pri zostavení Vector Error Correction modelu je najskôr nutné previesť testovanie stacionarity časových rád. V prípade nestacionárnych časových rád, ktoré sú súčasne kointegrované, má konštrukcia tohto modelu význam. Konštrukcia a tiež odhadovanie celého modelu sa prevádza väčšinou využitím rôznych výpočtových softvérov. V našom prípade to bol EViews 7. Ako uvádza Cipra (2013), výpočet je možné previesť dvoma metódami a to LM-metódou alebo OLS-metódou. Spomínaný štatistický softvér kvantifikuje faktory kointegračnej rovnice a tiež vytvorí vektory korekcie chyby modelu. Podobne ako u testov stacionarity tak aj v prípade VECM sa prevádza odhad počtu oneskorení pomocou informačných kritérií.

3.5 Verifikácia modelu

Pri zostavení ekonometrických modelov je potrebné previesť tiež rôzne ekonometrické testy, ktoré slúžia na overenie normality, autokorelácie a heteroskedasticity rezíduí. Následne je potrebné previesť štatistickú verifikáciu modelu zhodnotením koeficientu determinácie, upraveného koeficientu determinácie a významnosť modelu pomocou F-testu. Súčasťou

verifikácie modelu je tiež jeho ekonomická verifikácia, v rámci ktorej sú zhodnotené hypotézy predpokladaného vplyvu vysvetľujúcich premenných na vysvetľovanú premennú.

Normalita predstavuje situáciu, kedy dáta pochádzajú z normálneho rozdelenia. Na jej overenie slúži **Jarque-Bera test**, ktorý je založený na výsledkoch normálneho rozdelenia náhodnej premennej. Šikmosť rozdelenia je rovná nule a špicatosť je rovná 3. Test vychádza z nulovej hypotézy, ktorá tvrdí, že dáta pochádzajú z normálneho rozdelenia. Alternatívna hypotéza tvrdí, že dáta nepochádzajú z normálneho rozdelenia. Testovaciu štatistiku je možné určiť pomocou vzťahu:

$$JB = \frac{T}{6} \left(\gamma_1^2 + \frac{(\gamma_2 - 3)^2}{4} \right), \quad (3.21)$$

kde T je počet pozorovaní, γ_1 predstavuje koeficient šikmosti a γ_2 je koeficient špicatosti.

JB štatistika vychádza z rozdelenia vyjadreného podľa vzťahu:

$$JB \sim \chi^2(2), \quad (3.22)$$

kde $\chi^2(2)$ predstavuje chí-kvadrát rozdelenie s dvomi parametrami – šikmosť a špicatosť. V prípade, ak je hodnota testovacej JB štatistiky nízka, nezamietame hypotézu H_0 .

Na overenie prítomnosti **autokorelácie rezíduí** vo VECM modeloch slúži **Breusch-Godfrey test**. Prítomnosť autokorelácie spôsobuje nesprávny odhad štandardnej chyby a vedie tiež k skresleným koeficientom v rovnici VEC modelu. Tento test používa nulovú hypotézu, ktorá tvrdí, že rezíduá nie sú autokorelované. Ak je testovacia LM štatistika vysoká, zamietame nulovú hypotézu a rezíduá sú tak považované za autokorelované. V rámci testu je dôležité uviesť tiež počet oneskorení.

Heteroskedasticita sa v modeli vyskytuje v situácií, ak reziduálne zložky nemajú konštantný rozptyl. Na testovanie heteroskedasticity v modeli slúži tzv. **Whiteov test**, ktorý vychádza z F-štatistiky. Táto štatistika používa nulovú hypotézu, ktorá vypovedá o neprítomnosti heteroskedasticity v rezíduách. V prípade vysokej hodnoty tejto štatistiky zamietame nulovú hypotézu a v modeli sa tak nevyskytuje heteroskedasticita.

Štatistická verifikácia modelu sa považuje za dôležitý krok pre použitie odhadovaného modelu. V podstate určí, na koľko je daný model presný a spoľahlivý. Medzi základné metódy štatistickej verifikácie je možné zaradiť výpočet a zhodnotenie koeficientu

determinácie a upraveného koeficientu determinácie a tiež testovanie štatistickej významnosti modelu pomocou F-testu.

Koeficient determinácie znázorňuje vzťah, v ktorom sú zmeny výstupu daného modelu zapríčinené vysvetľujúcimi premennými. Zvyškový efekt je spôsobený vplyvom reziduálnej zložky. Koeficient determinácie označený ako R^2 môžeme matematicky vyjadriť ako:

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}, \quad (3.23)$$

kde ESS vyjadruje vysvetlený súčet štvorcov a TSS predstavuje úplný súčet štvorcov. Výsledný koeficient môže dosahovať hodnoty v intervale $<0,1>$.

Ak koeficient determinácie dosahuje hodnotu 1, vybrané premenné vysvetľujú dokonale odhadovaný model. Nulová hodnota naopak vypovedá o tom, že je celý model vysvetlený reziduálnou zložkou a odhadovaný model tak nemá zmysel. Ako uvádza Hančlová (2012), nedostatky koeficientu spočívajú v jeho nízkej reakcii na zmenu počtu pozorovaní v modeli a nezohľadnení vyššieho počtu vysvetľujúcich premenných. Preto sa častejšie používa **upravený koeficient determinácie** označený ako R_{adj}^2 , ktorý je možné vyjadriť pomocou vzťahu:

$$R_{adj}^2 = 1 - \left[\frac{n-1}{n-k} \right] \cdot (1 - R^2), \quad (3.24)$$

kde n znázorňuje počet pozorovaní a k predstavuje počet vysvetľujúcich premenných zvýšených o 1. Hodnota koeficientu sa tiež pohybuje v intervale $<0,1>$ a platí, že $R^2 > R_{adj}^2$.

Ďalšou možnosťou štatistickej verifikácie je prevedenie **F-testu**, ktorý skúma štatistickú významnosť modelu ako celku. Test je možné previesť pomocou skúmania kritického oboru. Ako prvé je potrebné stanoviť hypotézy, ktoré sú vyjadrené podľa rovníc:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0, \quad (3.25)$$

$$H_1 : \beta_1 \neq 0 \text{ alebo } \beta_2 \neq 0 \text{ alebo } \dots \neq \beta_k \neq 0, \quad (3.26)$$

kde β_i predstavujú parametre jednotlivých vysvetľujúcich premenných. Nulová hypotéza vypovedá o tom, že model nie je štatisticky významný oproti alternatívnej hypotéze, ktorá model považuje za štatisticky významný. Ako tvrdí Hančlová (2012), ak nedôjde

k zamietnutiu nulovej hypotézy, je variabilita modelu spôsobená náhodnou zložkou. Ak naopak dôjde k zamietnutiu nulovej hypotézy, v modeli existuje aspoň jedna premenná s nenulovým koeficientom.

Ako bolo spomenuté, test sa prevádza skúmaním kritického oboru, konkrétne porovnaním testovacej štatistiky s kritickou F-štatistikou. Pokiaľ platí, že $F > F_{krit}$, zamietame nulovú hypotézu a prijímame alternatívnu hypotézu. Výpočet testovacej štatistiky je možné zapísať použitím vzťahu:

$$F = \frac{\frac{ESS}{k-1}}{\frac{RSS}{n-k}}, \quad (3.27)$$

kde ESS je vysvetlený súčet štvorcov, RSS predstavuje reziduálny súčet štvorcov, k je počet premenných a n je počet pozorovaní. Kritickú štatistiku je možné zobrazit' pomocou rovnice:

$$F_{krit} : F_{1-\alpha}(df1, df2) = F_{1-\alpha}(k-1; n-k), \quad (3.28)$$

kde α je hladina významnosti, $df1$ predstavuje prvý stupeň voľnosti vyjadrený ako počet premenných znížený o 1, $df2$ vyjadruje druhý stupeň voľnosti určený ako počet pozorovaní znížený o počet premenných.

4 MODELOVANIE VÄZIEB MEDZI ÚROKOVÝMI SADZBAMI A AKCIOVÝM INDEXOM

Táto kapitola predstavuje aplikačnú časť diplomovej práce. Najskôr sú predstavené a popísané premenné a je definovaný konkrétny vybraný model. Následne sú prevedené testy stacionarity zvolených premenných a testy kointegrácie. Ďalej je formulovaný a odhadnutý vektorový model korekcie chyby, ktorý je následne verifikovaný. Na záver kapitoly sú vyvodené závery.

Ako už bolo spomenuté, cieľom diplomovej práce je kvantifikovať použitím ekonometrického modelu vzájomný vzťah medzi úrokovými sadzbami a akciovým indexom na nemeckom trhu. V druhej kapitole sú charakterizované jednotlivé trhy – jednak nemecký akciový a dlhopisový trh, ale tiež peňažný trh eurozóny. Referenčnou veličinou vývoja nemeckého akciového trhu je zvolený akciový index DAX. Krátkodobá sadzba je zastúpená referenčnou sadzbou Euribor 3M. Dlhodobá sadzba je vyjadrená v podobe výnosu do doby splatnosti desaťročných nemeckých štátnych dlhopisov.

V rámci tretej kapitoly je spomenuté, že väčšina finančných časových rád býva v čase nestacionárna, a preto je potrebné prevádzať ich analýzu určitým charakteristickým spôsobom. Pre zistenie existencie dlhodobého vzťahu medzi vývojom cien akcií a úrokovými sadzbami v Nemecku je ďalej použitá kointegračná analýza časových rád. Informácia daná nestacionárnosťou dát, ktorú si zachováme pomocou kointegračnej analýzy, nám umožní definovať odchýlku od tejto dlhodobej rovnováhy. Pomocou týchto odchýlok sa hodnotí vplyv jednotlivých premenných na celkový vývoj akciového indexu. Testovanie stacionarity, kointegračná analýza, odhad oneskorenia modelu a tiež odhad VECM a jeho následná ekonometrická verifikácia sú prevedené použitím softvéru EViews 7. Vstupné dáta sú priložené na CD nosiči na zadnej strane diplomovej práce.

4.1 Popis a analýza vstupných dát

V tejto podkapitole je bližšie popísaná vysvetľovaná premenná spolu s vysvetľujúcimi premennými, ktoré budú použité pre modelovanie. Následne je analyzovaný ich vývoj za vybrané obdobie a sú charakterizované jednotlivé popisné štatistiky.

Všetky dáta využité pre zostavenie a odhad modelu sú vyjadrené na dennej báze. Získané sú jednak z platformy Bloomberg prostredníctvom investičnej spoločnosti XTB

(www.xtb.sk), jednak zo stránky finance.yahoo.com. Časová rada sa pohybuje v rozsahu 1. január 1999 až 8. január 2015 a vyjadrená je v podobe päťdenného pracovného týždňa. Celkom sa tak jedná o 4180 pozorovaní. Všetky dáta sa týkajú nemeckého trhu najmä z toho dôvodu, že patrí medzi jeden z najrozvinutejších trhov Európy. Preto sa dá považovať za významný zdroj informácií. Výber spomínaných premenných vychádzal z ekonomickej teórie a opieral sa tiež o empirické štúdie, ktoré sa zaoberali podobnou problematikou, ako je téma tejto diplomovej práce.

Vysvetľovaná premenná je v tejto práci zastúpená najdôležitejším nemeckým akciovým indexom DAX. Originálna časová rada (DAX Close) bola transformovaná na 20 denný kľzavý priemer a vyjadrená ako prirodzený logaritmus. **Vysvetľujúce premenné** sú predstavované krátkodobou a dlhodobou úrokovou sadzbou. Krátkodobá úroková sadzba je reprezentovaná úrokovou sadzbou Euribor 3M. Dlhodobá úroková sadzba je vyjadrená ako výnos do doby splatnosti 10 ročných štátnych nemeckých dlhopisov. Vysvetľujúce premenné sú tiež transformované na prirodzený logaritmus 20 denného kľzavého priemeru.

Kľzavý priemer bol použitý predovšetkým z dôvodu zvýšenia vypovedajúcej hodnoty modelu. Jeho výhodou je, že čiastočne odstraňuje náhodné odchýlky. Niekedy sa prirovnáva k vnútornej hodnote aktíva, ako sa ju snažia stanoviť fundamentálni analytici, keďže priemer kurzov za určité obdobie v zásade vyjadruje skutočnú hodnotu očistenú od náhodných odchýlok, okolo ktorej by mal kurz oscilovať. Kľzavý priemer postupuje vždy o jedno obdobie dopredu a zároveň najstaršie obdobie zo skupiny, z ktorej je priemer vypočítaný, nezahŕňa do výpočtu. Veľmi často sa pri konštrukcii tohto priemeru využíva práve 20 denný kľzavý priemer záverečnej cena aktíva, ktorý je tiež použitý v tejto práci. Využitie logaritmu pri transformácii časových rád zas slúži k stabilizácii rozptylu.

Označenie premenných v modeli je nasledujúce:

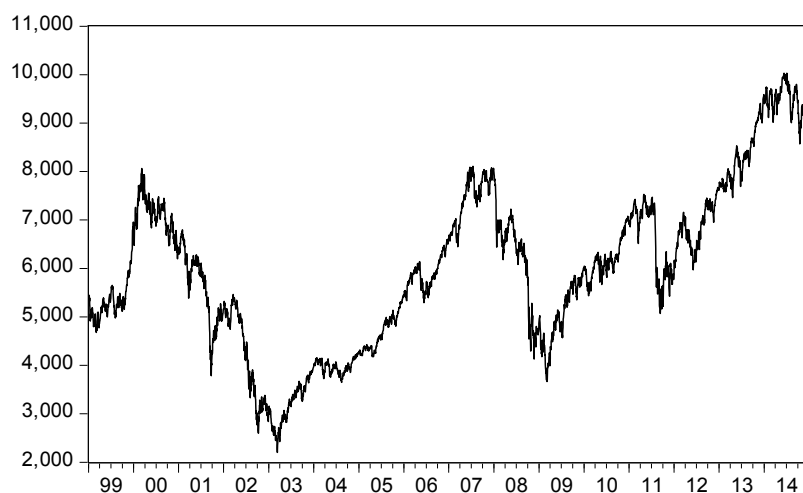
- **LNADAX** – logaritmus 20 denného kľzavého priemeru akciového indexu DAX,
- **LNAIS** - logaritmus 20 denného kľzavého priemeru Euribor 3M,
- **LNAIL** - logaritmus 20 denného kľzavého priemeru výnosu do doby splatnosti 10 ročných štátnych nemeckých dlhopisov.

Predstavenie nemeckého akciového trhu, dlhopisového a peňažného trhu so zameraním na DAX, nemecké dlhopisy a Euribor je zachytený v podkapitolách 2.4 a 2.5. Vývoj jednotlivých premenných v úrovniach zobrazujú Obr. 4.1, Obr. 4.2 a Obr. 4.3. Všetky

informácie použité pre zhodnotenie vývoja premenných boli použité z výročných správ ECB za sledované obdobie 1999 – 2015 uvedených v zozname použitej literatúry.

Obr. 4.1 vypovedá o rastúcom trende vývoja vysvetľovanej premennej DAX až do roku 2000. V roku 2000 hodnota akcií prudko narástla vplyvom tzv. dot-com bubliny². Bublina následne praskla a hodnota akcií tak prudko klesla, čo malo za následok tiež skrachovanie viacerých dot-com spoločností. Pokles indexu zastavil na začiatku roku 2003 a od tejto chvíle až do konca roku 2007 hodnoty akcií výrazne rastú. Tento trend je sprievodným javom doby pred finančnou krízou. Následne od roku 2007 až do roku 2009 vplyvom krízy dochádza k prepadu hodnoty indexu. Po minime v marci 2009 dochádza k výraznému globálnemu oživeniu cien akcií najmä v dôsledku návratu dôvery a klesajúcej neochoty investorov podstupovať riziko. Príčinou boli hlavne rozsiahle opatrenia vlády a ECB na podporu finančného trhu. Ceny akcií rástli až do roku 2011, kedy vplyvom zhoršujúcej dlhovej krízy a nižšieho rastu ziskov došlo k poklesu indexu. Od roku 2012 je na akciovom trhu možné sledovať priaznivý vývoj spôsobený zmierňovaním neistoty na domácom trhu a nízkymi výnosmi štátnych a podnikových dlhopisov.

Obr. 4.1 Vývoj DAX 01/1999 – 01/2015 v tis. EUR

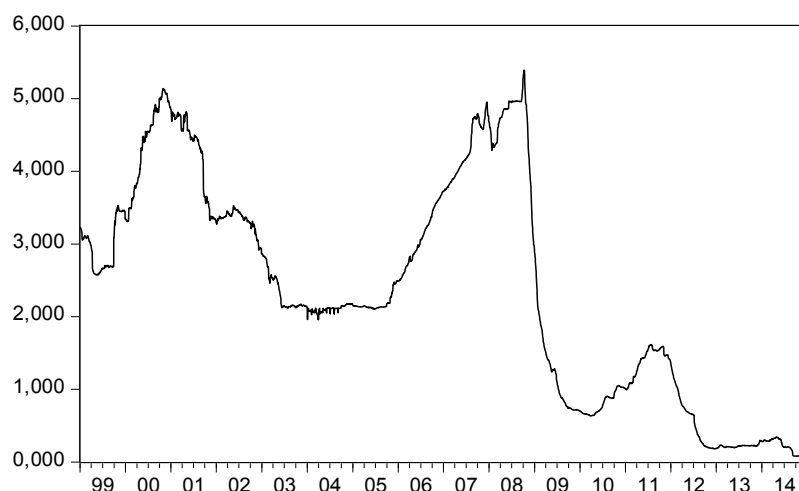


Obr. 4.2 zobrazuje vývoj krátkodobých úrokových sadzieb Euribor 3M v sledovanom období 1999 – 2015. Z grafu sú v tomto období viditeľné značné výkyvy

² **Dot-com bublina** je označenie pre obdobie hromadného rozkvetu internetových firiem, ktoré nemali premyslený obchodný model a veľmi skoro skrachovali. Dokázali však prilákať mohutné investície. Toto obdobie prebiehalo približne v rokoch 1996 až 2001, s vrcholom investícií v roku 2000. V roku 2001 tzv. internetová bublina praskla a nadhodnotené akcie stratili svoju hodnotu a prudko klesli.

krátkodobej úrokovej sadzby. Na počiatku skúmaného obdobia úrokovej sadzby je vývoj ovplyvnený zavedením eura a vytvorením jednotného medzibankového peňažného trhu. Podstatný vplyv na jej vývoj mala tiež situácia na finančných trhoch v roku 2001, kedy došlo k teroristickým útokom na Svetové finančné centrum v USA. Medzi rokmi 1999 – 2000 zvýšila ECB svoje kľúčové úrokové sadzby, v dôsledku čoho Euribor výrazne stúpol až na hodnotu viac ako 5,00 %. V druhej polovici roku 2000 sa prejavilo spomalenie ekonomiky a došlo tiež k spomaleniu rastu HDP. V roku 2001 následne vplyvom oslabenia domáceho dopytu došlo k poklesu podnikateľskej a spotrebiteľskej dôvery. ECB na to zareagovala znížením kľúčových úrokových sadzieb, čo sa prejavilo tiež v znížení Euriboru. Hodnota Euriboru klesala až do roku 2004, kedy sa najnižšia hodnota pohybovala okolo 1,90 %. Tento trend trval približne do októbra 2005, kedy začala krátkodobá sadzba Euribor opäť rásť až do konca roka 2007. Následne v roku 2008 bol jeho vývoj poznačený začiatkom celosvetovej hospodárskej krízy a spomalením globálnej ekonomiky, zvyšovaním inflácie v eurozóne a nižším rastom HDP. Vývoj krátkodobej sadzby Euribor tak v tomto období znázorňoval vývoj rizík, ktoré ohrozovali cenovú stabilitu eurozóny v strednodobom horizonte. Na konci roku 2008 v dôsledku konkurzu banky Lehman Brothers, predaja banky Merrill Lynch a tiež v dôsledku poskytnutia pomoci USA americkej poisťovni AIG a zatvorenia najväčšej sporiteľne a úverovej banky v USA Washington Mutual došlo k rozšíreniu nervozity aj do eurozóny a peňažný trh zaznamenal prudký prepád spolu s prepadom akciových trhov (viď Obr. 4.1). Následkom americkej hypotekárnej krízy sa však Euribor dramaticky znížil až v roku 2009. Následne v roku 2010 došlo k miernemu oživeniu ekonomiky, hospodárska výkonnosť sa postupne zlepšovala, čo sa prejavilo aj vo vývoji krátkodobej sadzby. V roku 2011 hospodárska aktivita postupne utlmila najmä z dôvodu rastu napätia na finančných trhoch. Napätie na trhoch so štátnymi dlhopismi sa začalo prenášať tiež na peňažný trh eurozóny. ECB preto znížila kľúčové úrokové sadzby a tým pádom došlo k zníženiu krátkodobej sadzby Euribor. V roku 2012 vplyvom nárastu nadbytočnej likvidity v dôsledku poklesu kľúčových úrokových sadzieb ECB došlo opäť k prudkému poklesu vývoja Euriboru, ktorý na konci roka 2012 dosiahol svoje historické minimum. Od roku 2013 sa Euribor pohybuje v relatívne úzkom rozpätí v blízkosti nuly, čo potvrdzuje celkový trend postupného uvoľňovania napätia na finančných trhoch.

Obr. 4.2 Vývoj krátkodobé úrokové sadzby 01/1999 – 01/2015 v %



Z grafických znázornení vývoja DAX a krátkodobé úrokové sadzby Euribor 3M je možné spozorovať obdobia rovnakého vývoja premenných, ale tiež obdobia opačného vývoja medzi cenami akcií a krátkodobými úrokovými sadzbami v sledovanom období. Vývoj Euriboru je však v sledovanom období značne nestabilný a nie je preto možné zhodnotiť jeho pôsobenie na vývoj akciového indexu. Preto vychádzame z teoretického predpokladu implementovaného v podkapitole 2.3 a uvažujeme opačný vývoj medzi krátkodobými úrokovými sadzbami a akciovým indexom.

Vývoj dlhodobých úrokových sadzieb zachytáva Obr. 4.3. Po zavedení eura v roku 1999 dlhodobé úrokové sadzby v podobe výnosu nemeckých dlhopisov postupne rástli až do roku 2000. Od tohto roku až do konca roku 2005 je možné vidieť klesajúci trend výnosu nemeckých dlhopisov. V roku 2006 sa výnosy dlhopisov postupne dostávali z historicky nízkej úrovni z konca roku 2005. Oživenie súviselo predovšetkým s rastúcim optimizmom investorov ohľadne budúceho hospodárskeho rastu eurozóny. Následne medzi rokmi 2007 a 2008 dochádza vplyvom finančnej krízy k zmene trendu a výkyvom vo vývoji výnosu. Od tohto obdobia je trend vývoja výnosu dlhopisov možné až na určité výkyvy považovať za klesajúci. V roku 2010 však v eurozóne rástla pravdepodobnosť, že niektoré krajiny nebudú schopné splácať svoje dlhy. Z toho dôvodu stúpala nedôvera investorov, ktorí by mohli nakupovať štátne dlhopisy. Indikátorom tejto nedôvery bol práve výnos zo štátnych dlhopisov, pretože menšia ochota investovania do dlhopisov predstavuje potrebu vyššieho výnosu. Následne v roku 2011 výnosy nemeckých dlhopisov výrazne poklesli, čo bolo spôsobené výrazným znížením úrokových sadzieb menovej politiky, znížením inflácie a tiež opätovným zvýšením napätia na trhu nemeckých dlhopisov v súvislosti s reštrukturalizáciou štátneho dlhu Grécka. Rastúci trend výnosov nemeckých dlhopisov sa tak zastavil

a predznamenal dlhotrvajúce obdobie poklesu, ktoré trvá dodnes. V roku 2014 tak v prostredí celkovej neistoty v súvislosti s výhľadom hospodárskeho rastu a so zverejnením menej priaznivých ekonomických údajov eurozóny výnosy dlhopisov ešte viac poklesli.

Obr. 4.3 Vývoj dlhodobých úrokových sadzieb 01/1999 – 01/2015 v %



Z grafických znázornení vývoja DAX a dlhodobých úrokových sadzieb je možné skonštatovať, že existujú obdobia zhodného vývoja výnosov dlhopisov a cien akcií, ale predovšetkým obdobia opačného vývoja premenných. Z grafického zobrazenia tak môžeme pravdepodobne potvrdiť teoretický predpoklad opačného vývoja medzi výnosom dlhopisov a cenami akcií.

Popisné štatistiky jednotlivých časových rád analyzovaného modelu sú uvedené v Tab. 4.1. Úloha popisných štatistík spočíva v určení určitých špecifických vlastností vybraných časových rád.

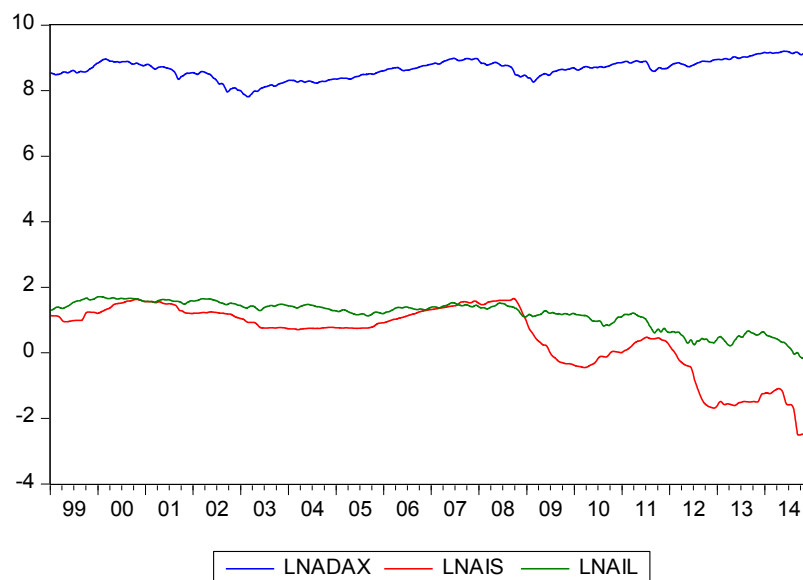
Tab. 4.1 Popisné štatistiky časových rád modelu v období 01/1999 – 01/2015

	LNADAX	LNAIS	LNAIL
Stredná hodnota	8,6620	0,4794	1,1614
Medián	8,6956	0,7680	1,3344
Maximum	9,2461	1,6547	1,7135
Minimum	7,8141	-2,8243	-0,8737
Smerodajná odchýlka	0,2978	1,0641	0,4664
Šikmost'	-0,4532	-1,1212	-1,3257
Špicatost'	2,8306	3,2813	4,3234
Suma	36198,41	2003,34	4853,68
Pozorovania	4180	4180	4180

Na základe Tab. 4.1 je možné vydedukovať, v akých hodnotách sa pohybujú stredné hodnoty časových rád, medián, maximálne a minimálne hodnoty a smerodajná odchýlka. Šikmosť a špicatosť vyjadrujú rozmiestnenie hodnôt vybraných časových rád okolo strednej hodnoty. Všetky časové rady sú charakteristické **zápornou šikmosťou**, tzn. že sa väčšina hodnôt nachádza vpravo od priemeru a odľahlé hodnoty sa nachádzajú skôr vľavo. Ďalšou vlastnosťou, ktorú majú spoločné všetky tri časové rady, je **kladná špicatosť**. Tento fakt vypovedá o tom, že sa prevažná časť hodnôt nachádza v blízkosti strednej hodnoty a ich rozdelenie preto nemusí byť rovnomerné (spojité). Vplyv na rozptyl v tomto prípade majú hlavne odľahlé hodnoty. Poslednými dvomi charakteristikami časových rád je súčet hodnôt a počet pozorovaní.

Obr. 4.4 zachytáva vývoj jednotlivých časových rád v podobe prirodzeného logaritmu 20 denného kľzavého priemeru. V prípade vývoja *LNADAX* a *LNAIL* sa dá pozorovať určitý rovnaký vývoj premenných, ktorý sa časom mení na protikladný. Podobný vývoj je možné sledovať tiež v prípade *LNADAX* a *LNAIS*. Vo všetkých troch prípadoch sa tiež javia určité známky nestacionarity, ktorá bude následne potvrdená v podkapitole 4.2.1.

Obr. 4.4 Vývoj premenných v období 1999 - 2015



4.2 Kointegračná analýza

Nasledujúca podkapitola vychádza z predchádzajúcej podkapitoly, kde sú charakterizované popisné štatistiky časových rád vhodných na testovanie a kontrolu nestacionarity v úrovniach a stacionarity v prvej diferencií a ich následnú analýzu na prítomnosť kointegračných vzťahov. Pre účely modelovania sú použité pôvodné údaje,

ktoré nie sú sezónne očistené. Údaje sú však z dôvodu zvýšenia vypovedajúcej hodnoty modelu a stabilizácie rozptylu upravené na kľzavé priemery a transformované na prirodzené logaritmy. Testovanie stacionarity a kointegračných vzťahov je prevedené na hladine významnosti 5 %.

4.2.1 Testy stacionarity

Z predchádzajúcich grafických zobrazení je možné usúdiť pravdepodobnú nestacionárnosť časových rád. Nestacionárnosť vybraných premenných je overená pomocou testov jednotkového koreňa, ktoré boli bližšie špecifikované v podkapitole 3.2.

Prvým testom použitým na testovanie jednotkového koreňa je **rozšírený Dickey-Fuller test**, ktorý vychádza z podkapitoly 3.2.1. Nulová hypotéza je stanovená podľa vzťahu (3.12) a alternatívna hypotéza podľa vzťahu (3.8). Hypotézy môžeme slovne vyjadriť ako:

- H_0 : časová rada obsahuje jednotkový koreň,
- H_1 : časová rada neobsahuje jednotkový koreň.

Testovaciu štatistiku je možné vyjadriť pomocou vzťahu (3.11). V rámci práce je testovacia štatistika získaná prevedením ADF testu v softvéri EViews 7. Ak nie je možné zamietnuť nulovú hypotézu, je nevyhnutné nestacionaritu v úrovniach preveriť pomocou testu stacionarity prvých diferencií. V prípade stacionarity dát v prvej diferencií je nulová hypotéza zamietnutá a predpokladá sa existencia jednotkového koreňa u pôvodných časových rád.

Testovanie jednotkového koreňa je prevedené pre všetky tri varianty ADF testu, konkrétne varianta bez konštanty a trendu (0), s konštantou (I) a varianta s konštantou a trendom (I+T). Vyhodnotenie testovania je prevedené na hladinách významnosti 1 %, 5 % a 10 %. Počet oneskorení premenných je určený automaticky v softvéri EViews 7 pomocou Schwarzovho informačného kritéria. Výsledky ADF testu na hladine významnosti 5 % pre dáta v úrovniach a prvých diferenciách sú znázornené v Tab. 4.2 a Tab. 4.3. Detailné výsledky prevedeného ADF testu všetkých variant a hladín významnosti pre dáta v úrovniach a prvých diferenciách sú zachytené v Prílohe 1.

Tab. 4.2 Výsledky ADF testu pre dáta v úrovniach

Premenná	Varianta	ADF štatistika	p-hodnota	Zhodnotenie
LNADAX	0	0,7193	0,8703	nemôžeme zamietnuť H_0
	I	-1,4021	0,5829	nemôžeme zamietnuť H_0
	I+T	-2,1210	0,5333	nemôžeme zamietnuť H_0
LNAIS	0	-0,1207	0,6421	nemôžeme zamietnuť H_0
	I	0,5971	0,9897	nemôžeme zamietnuť H_0
	I+T	-1,1908	0,9114	nemôžeme zamietnuť H_0
LNAIL	0	-0,7784	0,3792	nemôžeme zamietnuť H_0
	I	2,0877	0,9999	nemôžeme zamietnuť H_0
	I+T	0,3213	0,9997	nemôžeme zamietnuť H_0

Z prevedeného ADF testu pre dáta v úrovniach, ktorý je znázornený v Tab. 4.2., je zrejmé, že ani v jednom z troch variant testu nie je možné zamietnuť nulovú hypotézu, ktorá tvrdí, že časová rada obsahuje jednotkový koreň. Vypovedá o tom predovšetkým výška p-hodnoty, ktorá presahuje hodnotu zvolenej hladiny významnosti 5 % a tiež vyhodnotenie testovacej štatistiky. Je tak možné predpokladať existenciu jednotkového koreňa v úrovniach a tým pádom nestacionárne časové rady. Tento fakt je preverený testom jednotkového koreňa u dát v prvých diferenciách, ktorý znázorňuje Tab. 4.3.

Tab. 4.3 Výsledky ADF testu pre dáta v prvých diferenciách

Premenná	Varianta	ADF štatistika	p-hodnota	Zhodnotenie
dLNADAX	0	-8,0296	0,0000	zamietame H_0
	I	-8,0637	0,0000	zamietame H_0
	I+T	-8,0892	0,0000	zamietame H_0
dLNAIS	0	-5,5014	0,0000	zamietame H_0
	I	-5,6723	0,0000	zamietame H_0
	I+T	-5,9316	0,0000	zamietame H_0
dLNAIL	0	-6,3918	0,0000	zamietame H_0
	I	-6,5730	0,0000	zamietame H_0
	I+T	-6,9385	0,0000	zamietame H_0

ADF test pre dáta v prvých diferenciách v Tab. 4.3 potvrdil spomínaný predpoklad. Vo všetkých prípadoch testu je bezpečne zamietnutá nulová hypotéza nielen porovnaním testovacej a kritickej štatistiky, ale tiež priamym zamietnutím nulovej hypotézy pomocou p-hodnoty. Týmto testom je tak potvrdená existencia jednotkového koreňa u pôvodných časových rád. Časové rady sa preto považujú za integrované rovnakého rádu $I(1)$ na hladine významnosti 5 %.

Na alternatívne testovanie jednotkového koreňa je použitý **Phillips-Perron test**. Metodika prevedenia testu je bližšie popísaná v časti 3.2.2. Formuláciu nulovej hypotézy je možné obecné vyjadriť podľa vzťahu (3.12) a alternatívnu hypotézu podľa vzťahu (3.8) rovnako ako tomu je v prípade ADF testu. Tak isto aj slovné hypotézy môžeme vyjadriť ako:

- H_0 : časová rada obsahuje jednotkový koreň,
- H_1 : časová rada neobsahuje jednotkový koreň.

Ak nie je možné zamietnuť nulovú hypotézu, je nevyhnutné nestacionaritu v úrovniach verifikovať pomocou testu stacionarity prvých diferencií. V prípade, ak sú dáta v prvej diferencií stacionárne, je nulová hypotéza zamietnutá a predpokladá sa existencia jednotkového koreňa u pôvodných časových rád.

Testovanie jednotkového koreňa pomocou PP testu sa prevádza rovnako ako v prípade ADF testu pre všetky tri varianty na hladinách významnosti 1 %, 5 % a 10 %. Výsledky PP testu na zvolenej hladine významnosti 5 % sú uvedené v Tab. 4.4 a Tab. 4.5. Podrobné výsledky prevedeného testu všetkých troch variant pre dáta v úrovniach aj prvých diferenciách sú zachytené v Prílohe 2.

Tab. 4.4 Výsledky PP testu pre dáta v úrovniach

Premenná	Varianta	PP štatistika	p-hodnota	Zhodnotenie
LNADAX	0	0,7870	0,8829	nemôžeme zamietnuť H_0
	I	-0,8062	0,8168	nemôžeme zamietnuť H_0
	I+T	-1,5950	0,7952	nemôžeme zamietnuť H_0
LNAIS	0	0,7865	0,8828	nemôžeme zamietnuť H_0
	I	2,0522	0,9999	nemôžeme zamietnuť H_0
	I+T	-0,0541	0,9956	nemôžeme zamietnuť H_0
LNAIL	0	-0,7841	0,3767	nemôžeme zamietnuť H_0
	I	3,3263	1,0000	nemôžeme zamietnuť H_0
	I+T	1,0650	0,9999	nemôžeme zamietnuť H_0

Výsledky PP testu pre dáta v úrovniach znázornené v Tab. 4.4 potvrdili výsledky ADF testu. Ani v jednej variante premenných nie je možné zamietnuť nulovú hypotézu a to ako pomocou porovnania testovacej štatistiky tak aj podľa p-hodnoty. Predpokladá sa teda existencia jednotkového koreňa pre dáta v úrovniach a tým pádom aj ich nestacionarita. Tento fakt je následne overený testovaním jednotkového koreňa pre dáta v prvých diferenciách.

Tab. 4.5 Výsledky PP testu pre dáta v prvých diferenciách

Premenná	Varianta	PP štatistika	p-hodnota	Zhodnotenie
dLNADAX	0	-11,5004	0,0000	zamietame H_0
	I	-11,5225	0,0000	zamietame H_0
	I+T	-11,5986	0,0000	zamietame H_0
dLNAIS	0	-6,2865	0,0000	zamietame H_0
	I	-6,4283	0,0000	zamietame H_0
	I+T	-6,6638	0,0000	zamietame H_0
dLNAIL	0	-11,2172	0,0000	zamietame H_0
	I	-11,3577	0,0000	zamietame H_0
	I+T	-11,5181	0,0000	zamietame H_0

Test jednotkového koreňa pre dáta v prvých diferenciách zachytený v Tab. 4.5. potvrdil predpoklad. Časové rady sú po transformácii stacionárne a môžeme pomocou testovacej štatistiky a tiež pomocou p-hodnoty bezpečne zamietnuť nulovú hypotézu. Pôvodné časové rady na hladine významnosti 5 % obsahujú jednotkový koreň a sú integrované rovnakého rádu $I(1)$.

Z prevedených testov jednotkového koreňa pre všetky možné varianty ADF testu a PP testu na hladine významnosti 5 % vyplýva, že dáta v úrovniach sú nestacionárne a integrované rovnakého rádu $I(1)$. Výsledky prevedených testov umožňujú tak prejsť k ďalšej časti práce a tým je zistenie existencie kointegračného vzťahu medzi premennými. Najskôr je však nutné zostaviť VAR model a testom pre výber počtu oneskorení pre model zistiť ich odporúčaný počet. Na základe výsledkov znázornených v Prílohe 3 bol za optimálny počet oneskorení vybraný počet 7.

4.2.2 Testy kointegrácie

Testy kointegrácie vychádzajú z teoretického základu uvedeného v podkapitole 3.3 a slúžia na nájdenie dlhodobého rovnovážneho vzťahu medzi premennými. Vychádzajú z predpokladu nestacionárnych premenných, ktoré sú sústavou vyššieho rádu, ktorý je stacionárny. V práci bol pre účely kointegračnej analýzy použitý **Johansenov test kointegrácie** založený na vyhľadávaní r počtu kointegračných rovníc v modeli. Základom úspešne prevedenej kointegračnej analýzy je existencia aspoň jedného kointegračného vzťahu. Johansenov test prevádza výpočet pomocou dvoch testovacích štatistík – Trace test vyjadrený pomocou vzťahu (3.17) a Maximum Eigenvalue test, ktorý znázorňuje vzťah (3.18). Testovacie štatistiky sú následne porovnávané s kritickými hodnotami oboch testov.

Na výpočet testov a p-hodnoty bol použitý softvér EViews 7, ktorý vyhodnotí počet kointegračných rovníc v danom modeli.

Testovaný model obsahuje vysvetľovanú premennú *LNADAX* vyjadrujúcu index nemeckého akciového trhu a vysvetľujúce premenné *LNAIS* a *LNAIL* znázorňujúce krátkodobé a dlhodobé úrokové sadzby. Vysvetľujúce premenné by mali pravdepodobne pôsobiť na vývoj cien akcií. Existencia kointegračného vzťahu v modeli je testovaná využitím Johansenovho testu č. 2, ktorý predpokladá obmedzenú konštantu zahrnutú do kointegračnej rovnice na hladine významnosti 5 %. Počet oneskorení je vypočítaných v rámci softvéru EViews 7 pomocou VAR Lag Order Selection Criteria, kde pri zohľadnení všetkých informačných kritérií bolo vybrané oneskorenie o 7 období (viď Príloha 3).

Výsledky oboch prevedených testov sú znázornené v Tab. 4.6 a Tab. 4.7. Detailné výsledky testov sú znázornené v Prílohe 4. Z výsledkov Trace testu zachyteného v Tab. 4.6 je potvrdená existencia kointegračnej rovnice v modeli na hladine významnosti 5 %. Sústava tak obsahuje jeden kointegračný vzťah a tento fakt by mal byť preukázaný tiež výsledkami Maximum Eigenvalue testu.

Tab. 4.6. Kointegračný Trace test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0,0082	51,7461	35,1928	0,0004
At most 1	0,0030	17,2595	20,2618	0,1231
At most 2	0,0012	4,8794	9,1645	0,2969

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Výsledky Maximum Eigenvalue testu zachytáva Tab. 4.7. Na základe výsledkov Maximum Eigenvalue testu môžeme potvrdiť riešenie získané Trace testom. Model tak obsahuje práve jeden kointegračný vzťah.

Tab. 4.7. Kointegračný Maximum Eigenvalue test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0,0083	34,8416	22,2996	0,0006
At most 1	0,0031	13,0198	15,8921	0,1342
At most 2	0,0011	4,4830	9,1645	0,3449

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Na základe výsledkov prevedenej kointegračnej analýzy tak môžeme skonštatovať, že na hladine významnosti 5 % bol v rámci Johansenovho kointegračného testu č. 2 preukázaný dlhodobý rovnovážny vzťah v modeli s jednou kointegračnou rovnicou.

4.3 Formulácia modelu

Podľa poznatkov získaných z ekonomickej teórie a využitím spomínaných empirických štúdií by vysvetľujúce premenné mali mať vplyv na vývoj vysvetľovanej premennej. Ako už bolo spomenuté, krátkodobá sadzba je vyjadrená vo forme Euribor 3M a dlhodobá sadzba je aproximovaná v podobe výnosu do doby splatnosti 10 ročných štátnych dlhopisov.

Z predchádzajúcej analýzy vstupných údajov boli získané informácie o možnom vývoji premenných. Podľa Obr. 4.1 až Obr. 4.4 je možné získať určité hypotézy o predpokladanom vzťahu. Z prevedených grafických znázornení je možné predpokladať opačný smer vývoja medzi indexom DAX a krátkodobými úrokovými sadzbami a tiež medzi indexom DAX a dlhodobými úrokovými sadzbami. Tieto predpoklady je možné zapísať pomocou nasledujúcej hypotézy:

$$DAX = f(IS^-, IL^-), \quad (4.1)$$

kde DAX predstavuje akciový index DAX, IS predstavuje krátkodobé úrokové sadzby a IL vyjadruje dlhodobé úrokové sadzby.

Model je následne možné obecné zapísať v podobe vektorového modelu korekcie chyby vychádzajúceho zo vzťahu (3.19) ako:

$$\begin{aligned} \Delta DAX_t = & \alpha(DAX_{t-1} + \beta_{i1} \cdot IS_{t-1} + \beta_{i2} \cdot IL_{t-1}) + \\ & \sum \delta_{i1} \Delta DAX_{t-1} + \sum \delta_{i2} \Delta IS_{t-1} + \sum \delta_{i3} \Delta IL_{t-1} + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (4.2)$$

kde α predstavuje koeficient dynamiky adjustácie, β_{it} predstavujú koeficienty kointegračného vektoru pre oneskorené premenné v čase t a δ_{it} predstavujú koeficienty korekcie chyby matice stacionárnych hodnôt oneskorených premenných.

4.4 Odhad a testovanie modelu

Na základe údajov získaných z podkapitoly 4.2, kde boli overené kointegračné vzťahy vybraných premenných v modeli, sú v tejto podkapitole odhadnuté parametre pre VECM. V závere podkapitoly je model korekcie chyby verifikovaný pomocou hodnoty koeficientu determinácie a upraveného koeficientu determinácie a tiež pomocou F-testu štatistickej významnosti modelu. Prevedená je tiež ekonomická verifikácia modelu. Následne sú zhodnotené výsledky prevedených analýz.

Pred finálnou voľbou premenných sme skúšali analyzovať tiež mnohé ďalšie typy pôvodných premenných. Medzi nimi uveďme napríklad údaje vyjadrené v úrovniach, spojitých výnosoch, prirodzených logaritmoch a diferenciách. Taktiež boli prevedené úpravy časových rád v podobe skrátenia a aj predĺženia časovej rady. Nepodarilo sa nám však v rámci týchto špecifických úprav dať získať uspokojivé výsledky modelu s vhodnou vypovedajúcou hodnotou. Pri analýze týchto modelov sme sa stretli s problémami ako je významné porušenie kointegračného vzťahu, neexistencia kauzality medzi premennými, štatistická nevýznamnosť modelu ako celku a tiež nevýznamnosť jednotlivých regresných koeficientov. Z toho dôvodu bol za jediný vhodný model zvolený práve model kľzavých priemerov celého sledovaného obdobia 01/1999 až 01/2015.

4.4.1 Odhad VECM

Na základe potvrdenia potrebných predpokladov vyplývajúcich z predchádzajúcich častí štvrtej kapitoly je možné previesť odhad VECM pre vybrané časové rady. V modeli bolo na základe informačných kritérií zistené oneskorenie o 7 období. Výstupy odhadu VECM z výpočtového softvéru EViews 7 sú uvedené v Prílohe 5 a Prílohe 6.

VECM pre nami vybrané časové rady by mal vyzeráť nasledujúco:

$$\begin{aligned}
\Delta LNDAX = & \alpha(LNDAX_{t-1} + \beta_{i1} \cdot LNAIS_{t-1} + \beta_{i2} \cdot LNAIL_{t-1} + C) + \sum \delta_{i1} \Delta LNDAX_{t-1} + \\
& \sum \delta_{i2} \Delta LNDAX_{t-2} + \sum \delta_{i3} \Delta LNDAX_{t-3} + \sum \delta_{i4} \Delta LNDAX_{t-4} + \sum \delta_{i5} \Delta LNDAX_{t-5} + \\
& \sum \delta_{i6} \Delta LNDAX_{t-6} + \sum \delta_{i7} \Delta LNDAX_{t-7} + \sum \delta_{i8} \Delta LNAIS_{t-1} + \sum \delta_{i9} \Delta LNAIS_{t-2} + \\
& \sum \delta_{i10} \Delta LNAIS_{t-3} + \sum \delta_{i11} \Delta LNAIS_{t-4} + \sum \delta_{i12} \Delta LNAIS_{t-5} + \sum \delta_{i13} \Delta LNAIS_{t-6} + \\
& \sum \delta_{i14} \Delta LNAIS_{t-7} + \sum \delta_{i15} \Delta LNAIL_{t-1} + \sum \delta_{i16} \Delta LNAIL_{t-2} + \sum \delta_{i17} \Delta LNAIL_{t-3} + \\
& \sum \delta_{i18} \Delta LNAIL_{t-4} + \sum \delta_{i19} \Delta LNAIL_{t-5} + \sum \delta_{i20} \Delta LNAIL_{t-6} + \sum \delta_{i21} \Delta LNAIL_{t-7} + \varepsilon_{it}, \quad (4.3)
\end{aligned}$$

kde α predstavuje koeficient adjustácie, β_{it} vyjadruje členy kointegračného vektoru a δ_{it} predstavuje koeficienty matice stacionárnych hodnôt oneskorených premenných pre daný model.

Aby sme mohli tvrdiť, že medzi akciovým indexom a úrokovými sadzbami existuje dlhodobý rovnovážny vzťah, ku ktorému sa premenné po určitej dobe vrátia, musí byť odhad koeficientu adjustácie α v Tab. 4.8 záporný a štatisticky významný. To znamená, že výška p-hodnoty nesmie presahovať hodnotu 5 %. V opačnom prípade rovnovážny vzťah neexistuje a medzi premennými je len krátkodobá kauzalita. Na základe výsledkov odhadov VECM je potvrdená existencia dlhodobej kauzality medzi akciovým indexom DAX, krátkodobými sadzbami Euribor 3M a dlhodobými sadzbami v podobe výnosu do doby splatnosti 10 ročných dlhopisov. Tab. 4.8 zachytáva okrem odhadu koeficientu dynamiky adjustácie tiež odhad koeficientov korekcie chyby matice stacionárnych hodnôt oneskorených premenných.

Tab. 4.8 Výsledky odhadov VECM pre časové rady 01/1999 – 01/2015

	Koeficient	Smer. Chyba	t-štatistika	p-hodnota
α	-0,0001	0,0000	-2,8845	0,0039
$\Delta \text{LNADAX}_{t-1}$	0,9786	0,0164	59,6338	0,0000
$\Delta \text{LNADAX}_{t-2}$	-0,0088	0,0230	-0,3825	0,7021
$\Delta \text{LNADAX}_{t-3}$	-0,0485	0,0230	-2,1048	0,0354
$\Delta \text{LNADAX}_{t-4}$	0,0516	0,0230	2,2401	0,0251
$\Delta \text{LNADAX}_{t-5}$	-0,0602	0,0230	-2,6146	0,0090
$\Delta \text{LNADAX}_{t-6}$	0,0381	0,0230	1,6536	0,0983
$\Delta \text{LNADAX}_{t-7}$	-0,0107	0,0165	-0,6512	0,5150
$\Delta \text{LNAIS}_{t-1}$	0,0176	0,0239	0,7370	0,4611
$\Delta \text{LNAIS}_{t-2}$	-0,0309	0,0371	-0,8345	0,4041
$\Delta \text{LNAIS}_{t-3}$	0,0012	0,0372	0,0335	0,9733
$\Delta \text{LNAIS}_{t-4}$	-0,0043	0,0372	-0,1161	0,9076
$\Delta \text{LNAIS}_{t-5}$	-0,0144	0,0372	-0,3865	0,6991
$\Delta \text{LNAIS}_{t-6}$	0,0287	0,0370	0,7763	0,4376
$\Delta \text{LNAIS}_{t-7}$	0,0057	0,0239	0,2404	0,8100
$\Delta \text{LNAIL}_{t-1}$	0,0057	0,0138	0,4148	0,6783
$\Delta \text{LNAIL}_{t-2}$	-0,0127	0,0191	-0,6641	0,5067
$\Delta \text{LNAIL}_{t-3}$	0,0312	0,0193	1,6193	0,1055
$\Delta \text{LNAIL}_{t-4}$	-0,0073	0,0193	-0,3791	0,7046
$\Delta \text{LNAIL}_{t-5}$	0,0031	0,0193	0,1619	0,8714
$\Delta \text{LNAIL}_{t-6}$	-0,0160	0,0194	-0,8251	0,4094
$\Delta \text{LNAIL}_{t-7}$	-0,0010	0,0141	-0,0707	0,9436

Súčasťou odhadu VECM je tiež zhodnotenie štatistickej významnosti regresných koeficientov v Tab. 4.8. Štatistická významnosť sa hodnotí pomocou p-hodnoty. V prípade, ak je p-hodnota vybraného koeficientu vyššia než hladina významnosti 5 %, považujeme koeficient za štatisticky nevýznamný a v modeli s ním ďalej nepracujeme. Na základe výsledkov z Tab. 4.8 bola zistená štatistická významnosť len u koeficientov oneskorených hodnôt premennej *LNADAX* a tiež u koeficientu adjustácie. Preto je prevedený odhad nového modelu, ktorý pracuje len zo štatisticky významnými koeficientami. Výsledky zachytáva Tab. 4.9. Detailné výsledky odhadu nového modelu sú zobrazené v Prílohe 7. Zhodnotením výsledkov odhadu nového modelu v Tab. 4.9 je opäť potvrdená existencia dlhodobej rovnováhy pomocou koeficientu adjustácie α , ktorý je záporný a štatisticky významný. Významné sú tiež koeficienty krátkodobej kauzality.

Tab. 4.9 Výsledky odhadov pre nový model LNADAX

	Koeficient	Smer. Chyba	t-štatistika	p-hodnota
α	-0,0001	0,0000	-2,8467	0,0044
$\Delta LNADAX_{t-1}$	0,9753	0,0110	88,2981	0,0000
$\Delta LNADAX_{t-3}$	-0,0449	0,0187	-2,3999	0,0164
$\Delta LNADAX_{t-4}$	0,0483	0,0217	2,2298	0,0258
$\Delta LNADAX_{t-5}$	-0,0385	0,0155	-2,4929	0,0127

Tab. 4.10 zachytáva odhady členov kointegračného vektoru, ktorý vyjadruje vzťah dlhodobej rovnováhy v modeli. Tab. 4.10 vypovedá o tom, že je možné dlhodobý rovnovážny vzťah v modeli charakterizovať kointegračným vektorom.

Tab. 4.10 Odhad kointegračného vektoru pre model za obdobie 01/1999 – 01/2015

Premenná	LNADAX	LNAIS	LNAIL	C
B	1,0000	-0,5018	2,2167	-11,2209
Smer.chyba	-	-0,1947	-0,4658	0,4725
t-štatistika	-	-2,5777	4,7590	-23,7489

Metódou výberu na základe štatistickej významnosti koeficientov uvedených v Tab. 4.9 bola identifikovaná ako štatisticky najkorektnejšia rovnica vyjadrujúca vzťah akciového indexu DAX a krátkodobých a dlhodobých úrokových sadzieb na 5 % hladine významnosti nasledujúca rovnica:

$$\Delta LNADAX = -0,0001 \cdot (LNADAX_{t-1} - 0,5018 \cdot LNAIS_{t-1} + 2,2167 \cdot LNAIL_{t-1} - 11,2209) + 0,9753 \cdot \Delta LNADAX_{t-1} - 0,0449 \cdot \Delta LNADAX_{t-3} + 0,0483 \cdot \Delta LNADAX_{t-4} - 0,0385 \cdot \Delta LNADAX_{t-5} + \varepsilon_t. \quad (4.4)$$

Výraz $(LNADAX_{t-1} - 0,5018 \cdot LNAIS_{t-1} + 2,2167 \cdot LNAIL_{t-1} - 11,2209)$ predstavuje kointegračný vektor, alebo tiež **korekčný člen**, ktorý určuje dlhodobý vzťah. Pred kointegračným vektorom je záporné znamienko, čo znamená, že sa rovnica dá správne interpretovať a z dlhodobého hľadiska tak akciový index a úrokové sadzby smerujú k rovnováhe. Koeficient adjustácie α , ktorý vyjadruje rýchlosť návratu k rovnováhe, je však nízky v hodnote len 0,0001. Takáto nízka hodnota vypovedá o pomalej konvergencii premenných k ekvilibriu. Je dôležité si však uvedomiť, že sa hodnoty kointegračného vektoru posudzujú s opačnými znamienkami. Záporné znamienko pred $LNAIS$ znamená, že ak vzrastie elasticita $LNAIS_t$, vzrastie tiež elasticita $LNADAX_t$. Naopak kladné znamienko pred premennou $LNAIL$ znamená, že ak vzrastie elasticita $LNAIL_t$, klesne elasticita $LNADAX_t$.

Z rovnice modelu *LNADAX* vyplýva tiež fakt, že akciový index reagoval v krátkom období len na zmenu svojich oneskorených hodnôt. Na zmenu úrokových sadzieb v krátkom období nereagoval. Do zmeny akciového indexu *LNADAX* v čase t sa prenieslo 97,53 % nárastu výnosu *LNADAX* v čase $t-1$; 4,49 % poklesu výnosu *LNADAX* v čase $t-3$; 4,83 % nárastu výnosu *LNADAX* v čase $t-4$ a 3,85 % poklesu výnosu *LNADAX* v čase $t-5$. Zmena krátkodobých a dlhodobých úrokových sadzieb sa do krátkodobej kauzality nepreniesla, o čom vypovedá tiež výška p-hodnoty v Tab. 4.8, kde je vždy vyššia než zvolená hladina významnosti 5 %. Zmena *LNAIS* a *LNAIL* pôsobí na zmenu akciového indexu len z dlhodobého hľadiska a vyskytuje sa preto len dlhodobá kauzalita.

Na overenie krátkodobej kauzality slúži tzv. **Waldov test**, ktorý identifikuje krátkodobú kauzalitu v modeli vyjadrenom podľa vzťahu (4.3). Test závisí od podmienky $\delta_{ij} = 0$. Tento test je založený na asymptotickom chí-kvadrát rozdelení s nasledujúcimi hypotézami:

- $H_0: \delta_{ij} = 0$, tzn. v modeli sa nevyskytuje krátkodobá kauzalita,
- $H_1: \delta_{ij} \neq 0$, tzn. v modeli sa vyskytuje krátkodobá kauzalita.

V prípade, že vypočítaná chí-kvadrát štatistika presahuje výšku zvolenej hladiny významnosti, v našom prípade 5 %, nemôžeme odmietnuť nulovú hypotézu a v modeli sa nevyskytuje krátkodobá kauzalita. Výpočet Waldovho testu je prevedený využitím softvéru EViews 7 a zobrazený v Tab. 4.9 a Tab. 4.10.

Tab. 4.9 Waldov test pre premennú *LNAIS*

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0,8725	(7, 4149)	0,5274
Chi-square	6,1072	7	0,5273

Tab. 4.10 Waldov test pre premennú *LNAIL*

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0,9234	(7, 4149)	0,4869
Chi-square	6,4640	7	0,4867

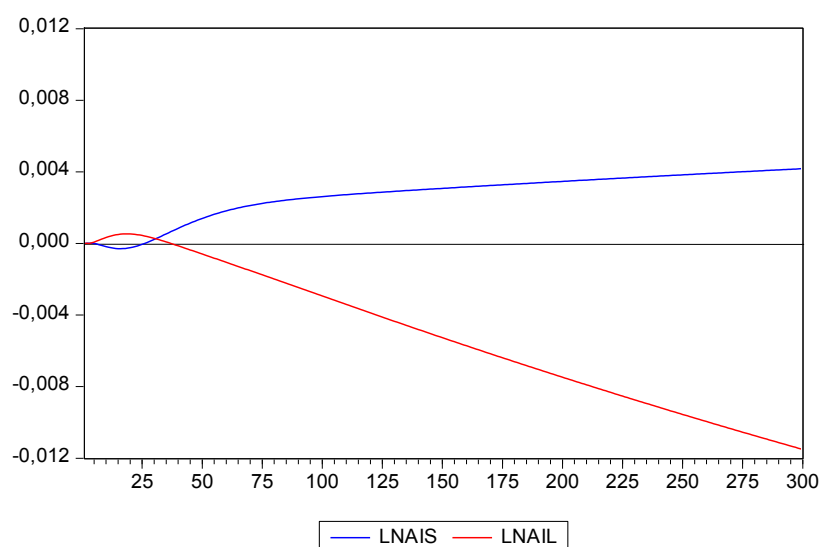
Z prevedeného Waldovho testu nie je v modeli potvrdená krátkodobá kauzalita v prípade krátkodobých úrokových sadzieb a ani v prípade dlhodobých úrokových sadzieb. V oboch prípadoch štatistika presahuje hodnotu zvolenej hladiny významnosti a je prijatá nulová hypotéza, ktorá zamietá existenciu krátkodobej kauzality v modeli. Tento fakt

potvrdzujú tiež predchádzajúce výsledky o významnosti koeficientov krátkodobej dynamiky v Tab. 4.8, kde štatisticky významné na hladine významnosti 5 % boli len koeficienty *LNADAX*.

Súčasťou vyhodnotenia modelu je tiež zhodnotenie tzv. **impulzu odozvy** („Impulse response“), ktorý zobrazuje Obr. 4.5. Impulz odozvy nám umožňuje sledovať reakciu jednej premennej vyvolanú impulzom v inej premennej. Vyjadruje v podstate zmenu *LNADAX* na jednotkový šok úrokových sadzieb *LNAIS* a *LNAIL*. Ide v podstate o skúmanie kauzálneho vzťahu dvoch jednorozmerných časových rád vo viacrozmernom systéme, ktoré je založené na Choleského dekompozícii.

V našom modeli sa zameriavame na reakciu akciového indexu DAX na šok v prípade zmeny referenčnej úrokovej sadzby Euribor a v prípade zmeny výnosu do doby splatnosti 10 ročných dlhopisov. Na základe Obr. 4.5 môžeme tak tvrdiť, že ak dôjde k šoku krátkodobej úrokovej sadzby *LNAIS*, skúmaná premenná *LNADAX* reaguje zvýšením. Ak dôjde k šoku dlhodobej úrokovej sadzby *LNAIL*, skúmaná premenná *LNADAX* reaguje znížením hodnoty.

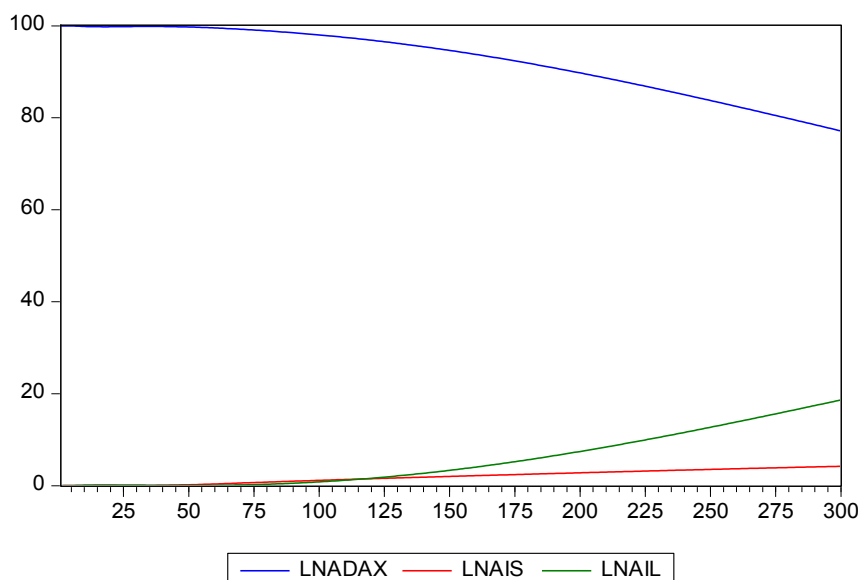
Obr. 4.5 Impulz odozvy *LNADAX* na zmenu *LNAIS* a *LNAIL*



Ďalej je v rámci práce prevedená **dekompozícia rozptylu** („Variance decomposition“), ktorá je zachytená v Obr. 4.6. Dekompozícia rozptylu pomáha pri skúmaní vzťahov medzi premennými determinovať, aký podiel majú na zmenách hodnôt časovej rady šoky rovnice danej premennej a aký podiel majú šoky ostatných premenných. Zatiaľ čo impulz odozvy zachytáva skôr len dynamiku modelu, rozklad rozptylu udáva informáciu o relatívnej

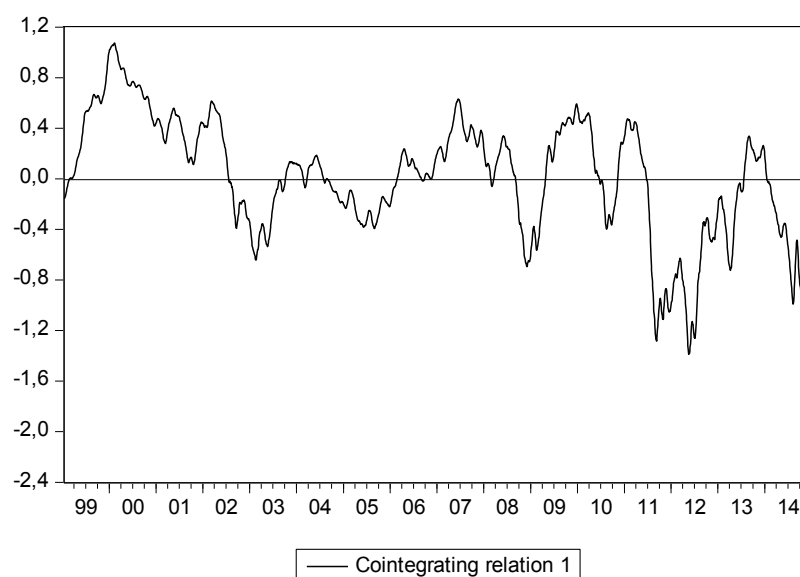
dôležitosti impulzov pre danú premennú. Rozloží teda pohyb premennej na časť, ktorá je zapríčinená spoločným šokom a časť vysvetlenú impulzom priamo do sledovanej premennej. Z Obr. 4.6 tak môžeme sledovať, že najvyšší podiel variácie je prisudzovaný práve premennej *LNADAX*. S rastúcou dĺžkou časového horizontu však klesá vplyv jej vysvetľovacej schopnosti a rastie vplyv *LNAIL* a *LNAIS*, ktorý je približne do 60. dňa nízko nad úrovňou 0 %. Od tohto obdobia však začína ich vplyv postupne rásť. Z Obr. 4.6 je možné vidieť, že podiel variácie *LNAIS* od 60. dňa postupne rastie a následne sa podieľa konštantnou hodnotou okolo 5 %. Naproti tomu podiel variácie *LNAIL* od 60. dňa rastie a rast podielu variácie naďalej pretrváva.

Obr. 4.6 Dekompozícia rozptylu *LNADAX* v %



Na zobrazenie dlhodobého rovnovážneho vzťahu premenných integrovaných rovnakého rádu $I(1)$, ktorých kombinácia je stacionárna, slúži Obr. 4.7, ktorý zachytáva **kointegračný vzťah** pre daný model. Z grafu je možné predpokladať, že sa kointegračný vzťah v modeli pravdepodobne blíži stacionarite, pretože sa vzťah vracia k rovnovážnemu stavu (nula). Pri odhade modelu však mohlo dôjsť k štatistickým a ekonometrickým chybám, ktoré tak zhoršujú jeho vypovedajúcu schopnosť. Z toho dôvodu sa ďalej pristupuje k verifikácii modelu prostredníctvom koeficientu determinácie a F-testu a následnej ekonomickej verifikácii.

Obr. 4.7 Kointegračný vzťah modeli v období 01/1999 – 01/2015



4.4.2 Verifikácia modelu

Na základe Johansenovho testu bol v modeli preukázaný predpoklad o existencii dlhodobej rovnováhy medzi vysvetľovanou premennou a vysvetľujúcimi premennými. Preto sa pristúpilo k zostaveniu VECM. V nasledujúcej podkapitole je odhadnutý model verifikovaný na základe koeficientu determinácie a tiež využitím F-testu, ktorých problematika je priblížená v podkapitole 3.5.

V Prílohe 7 je zachytený výstup VECM zo softvéru EViews 7 pomocou OLS metódy spolu s hodnotami koeficientu determinácie, upraveného koeficientu determinácie a tiež Durbin – Watson štatistiky, ktoré sú zachytené v Tab. 4.11. Hodnota koeficientu determinácie sa pohybuje na úrovni 89,49 % a hodnota upraveného koeficientu determinácie na úrovni 89,48 %, čím vyjadrujú vysokú vypovedajúcu schopnosť modelu. Vysoká hodnota koeficientu determinácie súvisí s najväčšou pravdepodobnosťou tiež so špecifickou úpravou dát. DW štatistika slúži na zistenie autokorelácie v rezíduách. Ak je jeho hodnota blízko 2, môžeme autokoreláciu rezíduí vylúčiť. To platí práve v našom prípade, keďže dosahuje hodnotu 1,9861 a v praxi sa za uspokojivý výsledok berie hodnota $2 \pm 0,2$.

Tab. 4.11 Koeficienty determinácie a DW štatistika modelu DAX

R-squared	Adjusted R-squared	Durbin-Watson stat
0,8949	0,8948	1,9861

Ďalšou súčasťou verifikácie modelu je štatistická verifikácia významnosti celého modelu využitím **F-testu** na hladine významnosti 5 %. Najskôr sú stanovené hypotézy, ktoré vychádzajú zo vzťahov (3.25) a (3.26) a slovne sú vyjadrené nasledujúco:

- H_0 : model nie je štatisticky významný,
- H_1 : model je štatisticky významný.

V rámci F-testu musí byť pre zamietnutie nulovej hypotézy testovacia štatistika väčšia než kritická štatistika a p-hodnota musí byť nižšia než zvolená hladina významnosti. Testovacia štatistika je získaná z výpočtov softvéru EViews 7. Výpočet kritickej štatistiky je vypočítaný pomocou vzťahu (3.28). Výsledky F-testu sú zachytené v Tab. 4.12.

Tab. 4.12 F-test významnosti modelu ako celku

Testovacia štatistika F	1688,703
Kritická štatistika F_{krit}	2,9979
Prob (F-test)	0,0000

Po porovnaní testovacej a kritickej štatistiky na hladine významnosti 5 % môžeme považovať model za štatisticky významný. Platí totižto vzťah $F > F_{krit}$ a môžeme tak zamietnuť nulovú hypotézu a prijať hypotézu alternatívnu. Svedčí o tom tiež hodnota $Prob(F-test)$, ktorá vyjadruje významnosť testu, pretože dosahuje hodnotu nižšiu než je hodnota zvolenej hladiny významnosti 5 %. V modeli sa však vyskytuje problém s normalitou rezíduí a heteroskedasticitou rezíduí, ktoré sa však nepodarili žiadnym z možných spôsobov odstrániť. Preto sa ďalej pracovalo s pôvodným modelom. Výsledky testov normality, autokorelácie a heteroskedasticity rezíduí sú zachytené v Prílohe 8, Prílohe 9 a Prílohe 10.

Ďalšou súčasťou zhodnotenia modelu je jeho **ekonomická verifikácia**. Na základe teoretického a empirického podkladu uvedeného v podkapitole 2.3 môžeme skonštatovať, že dlhodobé úrokové sadzby potvrdili teoretické predpoklady a pôsobia na vývoj cien akcií opačným smerom. Pri zvýšení dlhodobých úrokových sadzieb tak dochádza k zníženiu akciového indexu a naopak. Naproti tomu krátkodobé úrokové sadzby teoretické predpoklady nepotvrdili. Pri raste krátkodobých úrokových sadzieb dochádza k rastu cien akcií a naopak. Bola však potvrdená hypotéza, ktorú tvrdila Chovancová (2000), že pri zmenách krátkodobých úrokových sadzieb akcie reagujú menej citlivo v porovnaní s pohybom dlhodobých úrokových sadzieb. Tento fakt je možné potvrdiť pomocou dekompozície rozptylu v Obr. 4.6.

4.5 Zhodnotenie výsledkov

Využitím ekonometrickej teórie bol vytvorený model pre vývoj cien akcií na trhu Nemecka, ktorý bol následne špecifikovaný hypotézami predpokladaného vývoja a rovnicami v predchádzajúcej časti štvrtej kapitoly. Za vysvetľovanú premennú bol zvolený akciový index Nemecka – index DAX. Ako vysvetľujúce premenné, ktoré majú determinovať vývoj cien akcií, boli zvolené úrokové sadzby nemeckého trhu – krátkodobá úroková sadzba v podobe Euribor 3M a dlhodobá úroková sadzba aproximovaná výnosom do doby splatnosti 10 ročných dlhopisov.

Medzi akciovým indexom predstavujúcim vysvetľovanú premennú a determinačnými faktormi bola skúmaná existencia dlhodobej rovnováhy. Na skúmanie dlhodobého rovnovážneho vzťahu medzi premennými a vzťahu v krátkom období bola aplikovaná kointegračná analýza. Pre možnosť použitia spomínanej metodológie je však nutné splniť podmienku integrovaných premenných rovnakého rádu $I(1)$ a teda podmienku nestacionárnych časových rád. Z toho dôvodu boli najskôr prevedené testy jednotkového koreňa, konkrétne ADF test a PP test, kde na hladine významnosti 5 % bola preukázaná existencia jednotkového koreňa v modeli.

Po overení nestacionarity dát v úrovniach a stacionarity dát v prvých diferenciách bol vygenerovaný VAR model a aplikovaný test pre výber počtu oneskorení pre model *LNADAX*. V rámci testu bolo pri zohľadnení všetkých dostupných informačných kritérií zistené oneskorenie o 7 období.

Následne po preukázaní nestacionarity časových rád premenných a zistení počtu oneskorení v modeli boli realizované kointegračné testy. Pomocou nich bola skúmaná prítomnosť kointegračných vzťahov determinujúcich existenciu dlhodobej rovnováhy medzi akciovým indexom a dlhodobými a krátkodobými úrokovými sadzbami. Využitím Johansenovho testu č. 2 bol na hladine významnosti 5 % a pri oneskorení o 7 období zistený jeden kointegračný vzťah v modeli. Tým bola preukázaná existencia dlhodobej rovnováhy medzi premennými.

Ďalšou etapou po zistení kointegračného vzťahu medzi premennými bolo vymedzenie a odhad vektorového modelu korekcie chyby pre nami vybrané premenné. Dlhodobý rovnovážny stav bol determinovaný kointegračným vektorom odhadnutým využitím softvéru EViews 7. Po zhodnotení formy členov kointegračného vektoru je možné skonštatovať

potvrdenie hypotézy o dlhodobých vzťahoch medzi dlhodobou úrokovou sadzbou a akciovým indexom. Hypotéza o vzťahu krátkodobých úrokových sadzieb a akciového indexu však potvrdená nebola. Koeficient dynamiky adjustácie vyjadrujúci rýchlosť návratu k dlhodobej rovnováhe bol však veľmi nízky, čo vypovedá o pomalej konvergencii premenných k dlhodobej rovnováhe.

Krátkodobé vzťahy v modeli sú určené prostredníctvom koeficientov stacionárnych hodnôt oneskorených premenných. Na základe zhodnotenia významnosti spomínaných koeficientov bola zistená krátkodobá kauzalita len v prípade oneskorených hodnôt akciového indexu. Krátkodobé a dlhodobé úrokové sadzby nepreukázali štatistickú významnosť koeficientov pri zisťovaní krátkodobej kauzality. Preto považujeme ich vývoj za určujúci len v dlhom období.

Následne po realizácii odhadu modelu bola prevedená štatistická verifikácia modelu. Preukázala pomerne značnú vypovedajúcu hodnotu. Indikuje to nielen hodnota koeficientu determinácie a hodnota upraveného koeficientu determinácie, ale tiež výsledky F-testu, ktoré potvrdili význam modelu ako celku na hladine významnosti 5 %. Hodnota koeficientu determinácie dosahovala úroveň 89,49 %, čo súvisí pravdepodobne so špecifickou úpravou dát.

Vplyv dlhodobých úrokových sadzieb aproximovaných výnosom nemeckých dlhopisov na cenu akcií tak potvrdil teoretický predpoklad a hypotézu o predpokladanom vývoji. Dlhodobé úrokové sadzby pôsobia na vývoj akcií v dlhom období opačným smerom. Pri zvýšení dlhodobých úrokových sadzieb sa teda hodnota akciového indexu zníži a naopak. Z dekompozície rozptylu zachytenej v Obr. 4.6 je ďalej zrejmé, že podiel krátkodobých úrokových sadzieb na vývoji cien akcií je veľmi nízky, len okolo 5 %, zatiaľ čo podiel dlhodobých úrokových sadzieb s rastúcim časovým horizontom rastie a po 300 dňoch dosahuje hodnotu okolo 20 %.

Vplyv krátkodobých úrokových sadzieb v podobe Euribor 3M však nepotvrdil teoretický predpoklad a ani hypotézu o predpokladanom vývoji. Pri raste krátkodobých úrokových sadzieb dochádza k rastu cien akcií a naopak. Rovnaký smer pohybu krátkodobých úrokových sadzieb a cien akcií na nemeckom trhu je pravdepodobne spôsobený faktom, že v tomto období bolo Nemecko vystavené viacerým finančným a hospodárskym problémom. To výrazným spôsobom narušilo teoretický predpoklad opačného vývoja premenných. V prvom rade sa jedná o situáciu tzv. dot-com bubliny v roku 2000, následkom

ktorej dochádzalo k prudkému poklesu cien akcií. V Nemecku v tomto období došlo k spomaleniu ekonomiku a rastu HDP, k poklesu podnikateľskej a spotrebiteľskej dôvery. ECB na to zareagovala znížením kľúčových úrokových sadzieb, čo spôsobilo tiež pokles Euriboru. Pokles akcií a Euriboru trval až do roku 2003.

Ďalším obdobím je obdobie globálnej finančnej krízy v období 2008 a 2009, kedy tiež dochádzalo k prudkému poklesu cien akcií na nemeckom trhu. V dôsledku finančných problémov bánk a poisťovní v USA došlo k rozšíreniu nervozity aj do eurozóny a prudký prepád zaznamenal tiež peňažný trh eurozóny vyjadrený sadzbou Euribor 3M. Dôležité sú tiež udalosti v období 2010 až 2011, kedy v eurozóne vznikali problémy s dlhovou krízou. To sa tiež prejavilo v poklese cien akcií. Napätie na trhoch so štátnymi dlhopismi v súvislosti s reštrukturalizáciou dlhu Grécka sa začalo prenášať tiež na peňažný trh eurozóny. ECB preto znížila kľúčové úrokové sadzby a došlo preto k zníženiu krátkodobej sadzby Euribor.

Môžeme tak potvrdiť hypotézu, ktorú tvrdil Kohout (2013). Autor tvrdil, že v niektorých prípadoch môže byť vzťah medzi úrokovými sadzbami a cenami akcií narušený. Ako príklad uvádza práve hospodársku recesiu v Českej republike medzi rokmi 1998 a 1999, kedy dochádzalo k rastu úrokových sadzieb a cien akcií na českom trhu.

Na záver zhodnotenia výsledkov tak môžeme skonštatovať, že vývoj cien akcií a úrokových sadzieb smeruje k dlhodobej rovnováhe. V dlhom období je teda vývoj cien akcií determinovaný vývojom úrokových sadzieb. V krátkom období je vývoj akcií determinovaný len zmenou svojich vlastných oneskorených hodnôt. Z toho dôvodu je možné považovať úrokové sadzby za dôležitý determinačný faktor vývoja cien akcií na nemeckom trhu práve v dlhom období.

5 ZÁVER

Cieľom diplomovej práce bolo kvantifikovať využitím ekonometrického modelu vzájomný vzťah medzi úrokovými sadzbami a akciovým indexom na nemeckom trhu. Ceny akcií boli znázornené pomocou najhlavnejšieho akciového indexu nemeckého trhu DAX. Tento index sa považuje svojim objemom obchodovania a trhovou kapitalizáciou za jeden z najvýznamnejších indexov európskych akcií.

V rámci úrokových sadzieb bola pozornosť sústredená na dlhodobé a tiež krátkodobé úrokové sadzby. Dlhodobé úrokové sadzby boli aproximované v podobe výnosu do doby splatnosti 10 ročných štátnych nemeckých dlhopisov. Krátkodobé úrokové sadzby boli ilustrované prostredníctvom referenčnej úrokovej sadzby Euribor 3M. Interakcia úrokových sadzieb a vývoja cien akcií bola analyzovaná využitím kointegrácie, ktorá mala za cieľ zistiť existenciu dlhodobého rovnovážneho vzťahu medzi skúmanými premennými. Následne boli využitím vektorového modelu korekcie chyby zistené krátkodobé vzťahy medzi premennými. Modelovanie bolo prevedené za obdobie 01/1999 – 01/2015. Celá analýza bola spracovaná v ekonometrickom softvéri EViews 7.

Práca bola rozdelená do piatich kapitol spolu s úvodom a záverom. Druhá kapitola predstavovala teoretickú časť diplomovej práce a explikovala teoretické súvislosti úrokových sadzieb a akciových indexov spolu s analýzou interakcie úrokových sadzieb a cien akcií vychádzajúcej z renomovaných ekonomických štúdií. Následne bol predstavený nemecký akciový trh, trh nemeckých štátnych dlhopisov a peňažný trh eurozóny. Tretia kapitola bola venovaná popisu postupu pri využití metódy ekonometrického modelovania. Štvrtá kapitola bola aplikačnou časťou cieľa diplomovej práce a vychádzala z teoretického základu implementovaného v predchádzajúcich kapitolách. Posledná piata kapitola je zhrňujúca a záverečná.

V aplikačnej časti diplomovej práce boli najskôr predstavené jednotlivé premenné a prevedená analýza chovania využitím grafických zobrazení a popisných štatistík. Následne boli prevedené testy stacionarity v podobe ADF testu a PP testu a tiež Johansenov test kointegrácie. Potom bol formulovaný model spolu s hypotézami o predpokladanom chovaní úrokových sadzieb a akciových indexov. Na záver bol model odhadnutý a ekonometricky, štatisticky a ekonomicky verifikovaný a boli tiež zhodnotené výsledky odhadnutého modelu.

Po zistení nestacionarity dát v úrovniach a následného overenia stacionarity v prvých diferenciách bola využitím Johansenovho testu dokázaná existencia kointegračnej rovnice v modeli. Tým bol preukázaný dlhodobý rovnovážny vzťah medzi premennými. Následne bol odhadnutý vektorový model korekcie chyby spolu s kointegračným vektorom, ktorý potvrdil hypotézu o vzťahu dlhodobej úrokovej sadzby a cien akcií. Nepotvrdil však hypotézu o vzťahu krátkodobej úrokovej sadzby a cien akcií. V modeli sa vyskytuje dlhodobý rovnovážny vzťah medzi cenami akcií a krátkodobými a dlhodobými úrokovými sadzami. Rýchlosť návratu k dlhodobej rovnováhe vyjadrená koeficientom adjustácie je však veľmi nízka a vypovedá tak o pomalej konvergencii premenných k dlhodobej rovnováhe.

Zhodnotením koeficientov stacionárnych hodnôt oneskorených premenných boli zistené krátkodobé vzťahy v modeli, ktoré potvrdili existenciu krátkodobej kauzality len v prípade oneskorených hodnôt vysvetľovanej premennej. V krátkodobom horizonte tak vývoj cien akcií indikuje len vývoj oneskorených hodnôt akciového indexu. Zmena úrokových sadzieb sa v krátkodobom horizonte v zmene akciového indexu neprejaví. Z prevedenej analýzy sme tak dospeli k názoru, že krátkodobé a dlhodobé úrokové sadzby majú vplyv na ceny akcií len v dlhom období. Preto považujeme úrokové sadzby za významný determinálny faktor vývoja cien akcií na nemeckom trhu v dlhom období.

Na základe zhodnotenia kointegračných vektorov bol potvrdený teoretický predpoklad o vplyve dlhodobých úrokových sadzieb na cenu akcií. V dlhom období pri zvýšení dlhodobých úrokových sadzieb dochádza k zníženiu cien akcií a naopak. Vplyv krátkodobých úrokových sadzieb však nepotvrdil teoretický predpoklad. Pri zvýšení krátkodobých úrokových sadzieb dochádza k zvýšeniu hodnoty akciového indexu. Pri zmenách krátkodobých úrokových sadzieb však akcie reagujú menej citlivo v porovnaní s pohybom dlhodobých úrokových sadzieb, ktorých podiel variácie na zmene akciového indexu v dlhšom časovom období rastie. Za jednu z možných príčin vývoja krátkodobých úrokových sadzieb a cien akcií považujeme predovšetkým fakt, že v tomto období bolo Nemecko vystavené viacerým finančným, hospodárskym a dlhovým problémom. To podstatne narušilo teoretický predpoklad.

Napriek tomu, že na cenu akcií vplývajú aj ďalšie faktory, v našom modeli vybrané premenné vysvetľovali pomerne veľkú časť zmeny vývoja akciového indexu. Podľa výstupov modelu VECM vysvetľovali viac ako 89 % zmeny vývoja akciového indexu DAX. Úrokové sadzby tak považujeme za dôležitý determinálny faktor vývoja cien akcií na nemeckom trhu.

Zoznam použitej literatúry

Knižné publikácie:

- [1] ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady: [vlastnosti, metody modelování, příklady a aplikace]*. 1. vyd. Praha: Grada Publishing, 2007. 285 s. ISBN 978-80-247-1319-9.
- [2] BROOKS, Chris. *Introductory econometrics for finance*. 3rd ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2014. 716 s. ISBN 978-1-107-03466-2.
- [3] CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 2. vyd. Praha: Ekopress, 2013. 538 s. ISBN 978-80-86929-93-4.
- [4] HANČLOVÁ, J. *Ekonometrické modelování*, 1.vyd. Professional Publishing, 2012. 314 s. ISBN 978-80-7431-088-1.
- [5] HUŠEK, Roman. *Ekonometrická analýza*. 1. vyd. Praha: Oeconomica, 2007. 367 s. ISBN 978-80-245-1300-3.
- [6] JÍLEK, Josef. *Akciové trhy a investování*. 1. vyd. Praha: Grada Publishing, 2009. 656 s. ISBN 978-80-247-2963-3.
- [7] JÍLEK, Josef. *Finanční trhy a investování*. 1. vyd. Praha: Grada Publishing, 2009. 648 s. ISBN 978-80-247-1653-4.
- [8] KOHOUT, Pavel. *Investiční strategie pro třetí tisíciletí*. 7. aktualiz. a preprac. vyd. Praha: Grada Publishing, 2013. 272 s. ISBN 978-80-247-5064-4.
- [9] MISHKIN, Frederic S. *The economics of money, banking and financial markets*. 10th ed. Boston: Pearson, 2013. 622 s. ISBN 01-327-7024-5.
- [10] MUSÍLEK, Petr. *Trhy cenných papírů*. 2., aktualiz. a rozš. vyd. Praha: Ekopress, 2011. 520 s. ISBN 978-80-86929-70-5.
- [11] NÝVLTOVÁ, Romana a Mária REŽŇÁKOVÁ. *Mezinárodní kapitálové trhy: zdroj financování*. 1. vyd. Praha: Grada Publishing, 2007. 222 s. ISBN 978-80-247-1922-1.
- [12] POLOUČEK, Stanislav a kol. *Peníze, banky, finanční trhy*. Praha: C.H. Beck, 2009. 414 s. ISBN 978-80-7400-152-9.
- [13] REVENDA, Zbyněk. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*. 4. vyd. Praha: Management Press, 2005. 627 s. ISBN 80-7261-132-1.
- [14] SEKNIČKA, Pavol a kol. *Vybrané otázky kapitálových trhů v České republice*. 1. vyd. Praha: Vodnář, 2003. 105 s. ISBN 80-85889-52-8.
- [15] VESELÁ, Jitka. *Investování na kapitálových trzích*. 2., aktualiz. vyd. Praha: Wolters Kluwer Česká republika, 2011. 789 s. ISBN 978-80-7357-647-9.

- [16] VINCÚR, Pavol a Štefan ZAJAC. *Úvod do prognostiky*. 1. vyd. Bratislava: Sprint, 2007. 389 s. ISBN 978-80-89085-85-9.
- [17] VÝROST, T., E. BAUMÖHL a Š. LYÓCSA. *Kvantitatívne metódy v ekonómii III*. Košice: Elfa s. r. o., 2013. 391 s. ISBN 978-80-8086-211-4.

Odborné články:

- [1] AKANBI, Olusegun Ayodele. The macroeconomic determinants of technological progress in Nigeria. *South African Journal of Economic and Management Sciences* [online]. 2011, roč. 14, č. 3 [cit. 10. 02. 2015]. ISSN 2222-3436. Dostupné z: http://www.scielo.org.za/scielo.php?pid=S2222-34362011000300003&script=sci_arttext
- [2] ALAM, Mahmudul a Gazi Salah UDDIN. Relationship between Interest Rate and Stock Price: Empirical Evidence from Developed and Developing Countries. *The Canadian Center of Science and Education - International Journal of Business and Management* [online]. 2009, roč. 4, č. 3 [cit. 08. 01. 2015]. ISSN 1833-8109. Dostupné z: <http://www.ccsenet.org/journal/index.php/ijbm/article/view/217/177>
- [3] CHOVANCOVÁ, Božena. Dopad pohybu úrokových sadzieb na kapitálové trhy krajín V4. *BIATEC Odborný bankový časopis NBS* [online]. 2001, roč. 9, č. 1 [cit. 20. 12. 2014]. ISSN 1335 – 0900. Dostupné z: http://www.nbs.sk/_img/Documents/BIATEC/chovslov.pdf
- [4] CHOVANCOVÁ, Božena. Vplyv zmien úrokových sadzieb na súčasné akciové trhy. *BIATEC Odborný bankový časopis NBS* [online]. 2009, roč. 17, č. 2 [cit. 20. 12. 2014]. ISSN 1335 – 0900. Dostupné z: http://www.nbs.sk/_img/Documents/_PUBLIK_NBS_FSR%5CBiatec%5CRok2009%5Cbiatec0209.pdf
- [5] KLIMIKOVÁ, Mária a Radoslav HOLZMANN. Kľzavé priemery a ich využitie pri analýze devízového trhu. *Finančné trhy - odborný mesačník pre teóriu a prax finančných trhov*. 2006, č. 2 [cit. 21. 01. 2015]. ISSN 1336 – 5711. Dostupné z: <http://www.derivat.sk/index.php?PageID=241>
- [6] MALACKÁ, Viera. Vybrané segmenty peňažného trhu. *BIATEC Odborný bankový časopis NBS* [online]. 2013, roč. 21, č. 3 [cit. 21. 12. 2014]. ISSN 1335 – 0900. Dostupné z: http://www.nbs.sk/_img/Documents/_PUBLIK_NBS_FSR/Biatec/Rok2013/biatec0313.pdf

Elektronické publikácie:

- [1] EUROPEAN CENTRAL BANK. ECB: *Annual Report 1999* [online]. ECB [cit. 11. 02. 2015]. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/annrep/ar1999en.pdf>
- [2] EUROPEAN CENTRAL BANK. ECB: *Annual Report 2000* [online]. ECB [cit. 11. 02. 2015]. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/annrep/ar2000en.pdf>

- [3] EUROPEAN CENTRAL BANK. ECB: *Annual Report 2001* [online]. ECB [cit. 11. 02. 2015]. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/annrep/ar2001en.pdf>
- [4] EUROPEAN CENTRAL BANK. ECB: *Annual Report 2002* [online]. ECB [cit. 11. 02. 2015]. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/annrep/ar2002en.pdf>
- [5] EUROPEAN CENTRAL BANK. ECB: *Annual Report 2003* [online]. ECB [cit. 11. 02. 2015]. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/annrep/ar2003en.pdf>
- [6] EUROPEAN CENTRAL BANK. ECB: *Annual Report 2004* [online]. ECB [cit. 11. 02. 2015]. Dostupné z: http://www.nbs.sk/_img/Documents/ecbpub/vs/ar2004sk.pdf
- [7] EUROPEAN CENTRAL BANK. ECB: *Annual Report 2005* [online]. ECB [cit. 11. 02. 2015]. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/annrep/ar2005en.pdf>
- [8] EUROPEAN CENTRAL BANK. ECB: *Annual Report 2006* [online]. ECB [cit. 11. 02. 2015]. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/annrep/ar2006en.pdf>
- [9] EUROPEAN CENTRAL BANK. ECB: *Annual Report 2007* [online]. ECB [cit. 11. 02. 2015]. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/annrep/ar2007en.pdf>
- [10] EUROPEAN CENTRAL BANK. ECB: *Annual Report 2008* [online]. ECB [cit. 11. 02. 2015]. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/annrep/ar2008en.pdf>
- [11] EUROPEAN CENTRAL BANK. ECB: *Annual Report 2009* [online]. ECB [cit. 11. 02. 2015]. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/annrep/ar2009en.pdf>
- [12] EUROPEAN CENTRAL BANK. ECB: *Annual Report 2010* [online]. ECB [cit. 11. 02. 2015]. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/annrep/ar2010en.pdf>
- [13] EUROPEAN CENTRAL BANK. ECB: *Annual Report 2011* [online]. ECB [cit. 11. 02. 2015]. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/annrep/ar2011en.pdf>
- [14] EUROPEAN CENTRAL BANK. ECB: *Annual Report 2012* [online]. ECB [cit. 11. 02. 2015]. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/annrep/ar2012en.pdf>
- [15] EUROPEAN CENTRAL BANK. ECB: *Annual Report 2013* [online]. ECB [cit. 11. 02. 2015]. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/annrep/ar2013en.pdf>
- [16] EUROPEAN CENTRAL BANK. ECB: *Annual Accounts 2014* [online]. ECB [cit. 11. 02. 2015]. Dostupné z: https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/annrep/ar2015annualaccounts_en.pdf

Internetové zdroje:

- [1] Bundesrepublik Deutschland Finanzagentur GmbH. *German Government Securities* [online]. BDF [cit. 05. 02. 2015]. Dostupné z: <http://www.deutsche-finanzagentur.de/en/institutional/german-government-securities>

- [2] Česká tisková kancelář. *Krok ECB způsobil prudký pokles nákladů evropských vlád na půjčky* [online]. ČTK [cit. 20. 02. 2015]. Dostupné z: <http://www.financninoviny.cz/zpravy/krok-ecb-zpusobil-prudky-pokles-nakladu-evropskych-vlad-na-pujcky/1172287>
- [3] Deutsche Börse AG. *DAX* [online]. DBG [cit. 14. 02. 2015]. Dostupné z: http://deutsche-boerse.com/dbg/dispatch/en/kir/dbg_nav/about_us/30_Services/40_Know_how/10_Stock_Exchange_A_Z?glossaryWord=pi_glos_dax
- [4] Deutsche Börse AG. *The index world: DAX family* [online]. DBG [cit. 14. 02. 2015]. Dostupné z: http://deutsche-boerse.com/dbg/dispatch/en/kir/dbg_nav/about_us/10_Deutsche_Boerse_Group/32_Brands/05_DAX-family?horizontal=DAX-Family
- [5] Deutsche Börse Cash Market. *Market Structure - Structure of Deutsche Börse's primary market* [online]. DBCM [cit. 08. 02. 2015]. Dostupné z: <http://www.deutsche-boerse-cash-market.com/dbcm-en/primary-market/market-structure/Market-Structure/1217396>
- [6] Národná banka Slovenska. *Euribor®/Eonia®* [online]. NBS [cit. 12. 01. 2015]. Dostupné z: <http://www.nbs.sk/sk/statisticke-udaje/udajove-kategorie-sdds/urokove-sadzby/euribor-eonia>
- [7] The European Money Markets Institute. *About Euribor®* [online]. EMMI [cit. 05. 02. 2015]. Dostupné z: <http://www.emmi-benchmarks.eu/euribor-org/about-euribor.html>
- [8] The European Money Markets Institute. *About us* [online]. EMMI [cit. 05. 02. 2015]. Dostupné z: <http://www.emmi-benchmarks.eu/emmi/about-us.html>

Zoznam skratiek

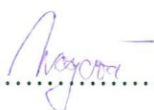
3M	trojmesačný
ADF test	Augmented Dickey-Fuller test
DB	Deutsche Börse AG
DJIA	Down Jones Industrial Average
DW štatistika	Durbin – Watson štatistika
ECB	European Central Bank
ECM	error correction mechanism
EMMI	The European Money Markets Institute
EÚ	Európska únia
FTSE	The Financial Times Stock Exchange
FW	Frankfurter Wertpapierbörse
IL	dlhodobá úroková sadzba
IS	krátkodobá úroková sadzba
KPSS test	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test
LNADAX	logaritmus kľzavého priemeru indexu DAX
LNAIL	logaritmus kľzavého priemeru dlhodobej úrokovej sadzby
LNAIS	logaritmus kľzavého priemeru krátkodobej úrokovej sadzby
NBS	Národná banka Slovenska
NYSE	New York Stock Exchange
PP test	Phillips-Perron test
VECM	Vector error correction model

Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Prohlašuji, že

- jsem byla seznámena s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- beru na vědomí, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 23. 04. 2015



.....

Bc. Júlia Nogová

Zoznam príloh

Príloha 1: Výsledky ADF testu pre dáta v úrovniach a dáta v prvej diferencií

Príloha 2: Výsledky PP testu pre dáta v úrovniach a dáta v prvej diferencií

Príloha 3: Výber počtu oneskorení pre model LNADAX

Príloha 4: Johansenove testy kointegrácie s kointegračnými koeficientami

Príloha 5: Odhad VECM pre model LNADAX

Príloha 6: Koeficient adjustácie a koeficienty krátkodobej kauzality modelu LNADAX

Príloha 7: Koeficient adjustácie a koeficienty krátkodobej kauzality nového modelu LNADAX

Príloha 8: Výsledky testu normality modelu LNADAX

Príloha 9: Výsledky testov autokorelácie modelu LNADAX

Príloha 10: Výsledky testu heteroskedasticity modelu LNADAX

Výsledky ADF testu pre dáta v úrovniach a dáta v prvej diferencií

Dáta v úrovniach							
Premenná	Varianta	ADF štatistika	p hodnota	ADF krit. hodnoty			Zhodnotenie
				1%	5%	10%	
LNADAX	0	0,7193	0,8703	-2,5655	-1,9409	-1,6166	nestacionárne
	I	-1,4021	0,5829	-3,4317	-2,8620	-2,5671	nestacionárne
	I+T	-2,1210	0,5333	-3,9602	-3,4109	-3,1272	nestacionárne
LNAIS	0	-0,1207	0,6421	-2,5655	-1,9409	-1,6166	nestacionárne
	I	0,5971	0,9897	-3,4317	-2,8620	-2,5671	nestacionárne
	I+T	-1,1908	0,9114	-3,9602	-3,4109	-3,1272	nestacionárne
LNAIL	0	-0,7784	0,3792	-2,5655	-1,9409	-1,6166	nestacionárne
	I	2,0877	0,9999	-3,4317	-2,8620	-2,5671	nestacionárne
	I+T	0,3213	0,9997	-3,9602	-3,4109	-3,1272	nestacionárne
Dáta v prvej diferencií							
LNADAX	0	-8,0296	0,0000	-2,5655	-1,9409	-1,6166	stacionárne
	I	-8,0637	0,0000	-3,4317	-2,8620	-2,5671	stacionárne
	I+T	-8,0892	0,0000	-3,9602	-3,4109	-3,1272	stacionárne
LNAIS	0	-5,5014	0,0000	-2,5655	-1,9409	-1,6166	stacionárne
	I	-5,6723	0,0000	-3,4317	-2,8620	-2,5671	stacionárne
	I+T	-5,9316	0,0000	-3,9602	-3,4109	-3,1272	stacionárne
LNAIL	0	-6,3918	0,0000	-2,5655	-1,9409	-1,6166	stacionárne
	I	-6,5730	0,0000	-3,4317	-2,8620	-2,5671	stacionárne
	I+T	-6,9385	0,0000	-3,9602	-3,4109	-3,1272	stacionárne

0 - bez konštanty a trendu, I - s konštantou, I+T - s konštantou a trendom

Výsledky PP testu pre dáta v úrovniach a dáta v prvej diferencií

Dáta v úrovniach							
Premenná	Varianta	PP štatistika	p hodnota	PP krit. hodnoty			Zhodnotenie
				1%	5%	10%	
LNADAX	0	0,7870	0,8829	-2,5655	-1,9409	-1,6166	nestacionárne
	I	-0,8062	0,8168	-3,4317	-2,8620	-2,5671	nestacionárne
	I+T	-1,5950	0,7952	-3,9602	-3,4109	-3,1272	nestacionárne
LNAIS	0	0,7865	0,8828	-2,5655	-1,9409	-1,6166	nestacionárne
	I	2,0522	0,9999	-3,4317	-2,8620	-2,5671	nestacionárne
	I+T	-0,0541	0,9956	-3,9602	-3,4109	-3,1272	nestacionárne
LNAIL	0	-0,7841	0,3767	-2,5655	-1,9409	-1,6166	nestacionárne
	I	3,3263	1,0000	-3,4317	-2,8620	-2,5671	nestacionárne
	I+T	1,0650	0,9999	-3,9602	-3,4109	-3,1272	nestacionárne
Dáta v prvej diferencií							
LNADAX	0	-11,5004	0,0000	-2,5655	-1,9409	-1,6166	stacionárne
	I	-11,5225	0,0000	-3,4317	-2,8620	-2,5671	stacionárne
	I+T	-11,5986	0,0000	-3,9602	-3,4109	-3,1272	stacionárne
LNAIS	0	-6,2865	0,0000	-2,5655	-1,9409	-1,6166	stacionárne
	I	-6,4283	0,0000	-3,4317	-2,8620	-2,5671	stacionárne
	I+T	-6,6638	0,0000	-3,9602	-3,4109	-3,1272	stacionárne
LNAIL	0	-11,2172	0,0000	-2,5655	-1,9409	-1,6166	stacionárne
	I	-11,3577	0,0000	-3,4317	-2,8620	-2,5671	stacionárne
	I+T	-11,5181	0,0000	-3,9602	-3,4109	-3,1272	stacionárne

0 - bez konštanty a trendu, I - s konštantou, I+T - s konštantou a trendom

Výber počtu oneskorení pre model LNADAX

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LNADAX LNAIS LNAIL

Exogenous variables: C

Sample: 1/01/1999 1/08/2015

Included observations: 4171

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-5272,5070	NA	0,0025	2,5296	2,5342	2,5312
1	52470,0000	115374,3000	0,0000	-25,1537	-25,1355	-25,1472
2	69326,0600	33655,5400	0,0000	-33,2319	-33,2000	-33,2206
3	69479,8000	306,7435	0,0000	-33,3013	-33,2557*	-33,2852
4	69504,0800	48,4184	0,0000	-33,3086	-33,2494	-33,2876
5	69545,5000	82,5247	0,0000	-33,3241	-33,2512	-33,2984
6	69574,2000	57,1329	0,0000	-33,3336	-33,2470	-33,3030
7	69595,4700	42,3220	0,0000	-33,3395	-33,2392	-33,3040
8	69629,0500	66,74238*	6,58E-19*	-33,3513*	-33,2373	-33,3110*

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Johansenove testy kointegrácie s kointegračnými koeficientami

Sample (adjusted): 1/15/1999 1/08/2015

Included observations: 4171 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: LNADAX LNAIL LNAIS

Lags interval (in first differences): 1 to 7

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.008234	51.74611	35.19275	0.0004
At most 1	0.002964	17.25952	20.26184	0.1231
At most 2	0.001169	4.879434	9.164546	0.2969

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.008320	34.84155	22.29962	0.0006
At most 1	0.003117	13.01982	15.89210	0.1342
At most 2	0.001074	4.483046	9.164546	0.3449

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LNADAX	LNAIL	LNAIS	C
1.000000	2.216691	-0.501757	-11.22089
	(0.46579)	(0.19466)	(0.47248)

Odhad VECM pre model LNADAX

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1/15/1999 1/08/2015

Included observations: 4171 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1		
LNADAX(-1)	1.000000		
LNAIS(-1)	-0.501757 (0.19466) [-2.57767]		
LNAIL(-1)	2.216691 (0.46579) [4.75897]		
C	-11.22089 (0.47248) [-23.7489]		
Error Correction:	D(LNADAX)	D(LNAIS)	D(LNAIL)
CointEq1	-0.000101 (3.5E-05) [-2.88450]	0.000105 (2.3E-05) [4.62071]	6.13E-05 (4.1E-05) [1.48050]
D(LNADAX(-1))	0.978648 (0.01641) [59.6338]	-0.011334 (0.01070) [-1.05905]	-0.014153 (0.01948) [-0.72648]
D(LNADAX(-2))	-0.006012 (0.02299) [-0.26151]	-0.011956 (0.01069) [-1.11798]	-0.012406 (0.01948) [-0.63690]
D(LNADAX(-3))	-0.008801 (0.02301) [-0.38253]	0.022070 (0.01499) [1.47212]	0.008322 (0.02731) [0.30476]
D(LNADAX(-4))	0.051613 (0.02304) [2.24007]	-0.014303 (0.01501) [-0.95261]	0.044446 (0.02735) [1.62518]
D(LNADAX(-5))	-0.060219 (0.02303) [-2.61455]	0.008182 (0.01501) [0.54514]	-0.014768 (0.02734) [-0.54021]
D(LNADAX(-6))	0.038101 (0.02304) [1.65358]	-0.010286 (0.01502) [-0.68506]	-0.008490 (0.02735) [-0.31043]
D(LNADAX(-7))	-0.010712 (0.01645) [-0.65116]	0.002980 (0.01072) [0.27801]	0.042353 (0.01953) [2.16912]
D(LNAIS(-1))	0.017632 (0.02392) [0.73703]	1.181711 (0.01559) [75.8007]	0.002129 (0.02840) [0.07498]
D(LNAIS(-2))	-0.030929 (0.03707) [-0.83445]	-0.144324 (0.02415) [-5.97517]	-0.012526 (0.04399) [-0.28472]

Príloha 5/2

D(LNAIS(-3))	0.001246 (0.03718) [0.03351]	0.022805 (0.02423) [0.94116]	-0.055336 (0.04413) [-1.25380]
D(LNAIS(-4))	-0.004312 (0.03715) [-0.11607]	-0.009189 (0.02421) [-0.37955]	0.085427 (0.04410) [1.93725]
D(LNAIS(-5))	-0.014369 (0.03717) [-0.38654]	-0.018250 (0.02422) [-0.75337]	-0.097837 (0.04412) [-2.21735]
D(LNAIS(-6))	0.028722 (0.03700) [0.77632]	0.005815 (0.02411) [0.24121]	0.128500 (0.04391) [2.92614]
D(LNAIS(-7))	0.005738 (0.02387) [0.24042]	-0.063843 (0.01555) [-4.10479]	-0.049615 (0.02833) [-1.75137]
D(LNAIL(-1))	0.005741 (0.01384) [0.41479]	0.046007 (0.00902) [5.10048]	0.943194 (0.01643) [57.4083]
D(LNAIL(-2))	-0.012690 (0.01911) [-0.66409]	-0.048429 (0.01245) [-3.88908]	-0.012321 (0.02268) [-0.54324]
D(LNAIL(-3))	0.031230 (0.01929) [1.61925]	-0.018172 (0.01257) [-1.44583]	0.044686 (0.02289) [1.95201]
D(LNAIL(-4))	-0.007308 (0.01928) [-0.37914]	0.041556 (0.01256) [3.30834]	0.033242 (0.02288) [1.45295]
D(LNAIL(-5))	0.003130 (0.01934) [0.16187]	-0.044613 (0.01260) [-3.54018]	-0.039174 (0.02295) [-1.70667]
D(LNAIL(-6))	-0.016007 (0.01940) [-0.82507]	0.026212 (0.01264) [2.07336]	0.073370 (0.02303) [3.18628]
D(LNAIL(-7))	-0.001000 (0.01414) [-0.07072]	0.004733 (0.00921) [0.51369]	-0.106005 (0.01678) [-6.31669]

R-squared	0.895258	0.982072	0.896178
Adj. R-squared	0.894728	0.981981	0.895653
Sum sq. resids	0.004440	0.001885	0.006255
S.E. equation	0.001034	0.000674	0.001228
F-statistic	1688.703	10822.40	1705.412
Log likelihood	22763.65	24549.83	22048.83
Akaike AIC	-10.90465	-11.76113	-10.56189
Schwarz SC	-10.87123	-11.72771	-10.52847
Mean dependent	0.000172	-0.000948	-0.000523
S.D. dependent	0.003188	0.005022	0.003801
Determinant resid covariance (dof adj.)		6.48E-19	
Determinant resid covariance		6.38E-19	
Log likelihood		69620.42	
Akaike information criterion		-33.34952	
Schwarz criterion		-33.24318	

Koeficient adjustácie a koeficienty krátkodobej kauzality modelu LNADAX

Dependent Variable: D(LNADAX)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1/14/1999 1/08/2015

Included observations: 4171 after adjustments

$$D(LNADAX) = C(1) * (LNADAX(-1) - 0.501756596025 * LNAIS(-1) + 2.21669136778 * LNAIL(-1) - 11.2208879837) + C(2) * D(LNADAX(-1)) + C(3) * D(LNADAX(-2)) + C(4) * D(LNADAX(-3)) + C(5) * D(LNADAX(-4)) + C(6) * D(LNADAX(-5)) + C(7) * D(LNADAX(-6)) + C(8) * D(LNADAX(-7)) + C(9) * D(LNAIS(-1)) + C(10) * D(LNAIS(-2)) + C(11) * D(LNAIS(-3)) + C(12) * D(LNAIS(-4)) + C(13) * D(LNAIS(-5)) + C(14) * D(LNAIS(-6)) + C(15) * D(LNAIS(-7)) + C(16) * D(LNAIL(-1)) + C(17) * D(LNAIL(-2)) + C(18) * D(LNAIL(-3)) + C(19) * D(LNAIL(-4)) + C(20) * D(LNAIL(-5)) + C(21) * D(LNAIL(-6)) + C(22) * D(LNAIL(-7))$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.000101	3.49E-05	-2.884497	0.0039
C(2)	0.978648	0.016411	59.63377	0.0000
C(3)	-0.008801	0.023006	-0.382531	0.7021
C(4)	-0.048488	0.023037	-2.104782	0.0354
C(5)	0.051613	0.023041	2.240072	0.0251
C(6)	-0.060219	0.023032	-2.614551	0.0090
C(7)	0.038101	0.023042	1.653584	0.0983
C(8)	-0.010712	0.016450	-0.651161	0.5150
C(9)	0.017632	0.023923	0.737028	0.4611
C(10)	-0.030929	0.037065	-0.834451	0.4041
C(11)	0.001246	0.037183	0.033512	0.9733
C(12)	-0.004312	0.037152	-0.116074	0.9076
C(13)	-0.014369	0.037174	-0.386540	0.6991
C(14)	0.028722	0.036998	0.776323	0.4376
C(15)	0.005738	0.023867	0.240420	0.8100
C(16)	0.005741	0.013842	0.414787	0.6783
C(17)	-0.012690	0.019109	-0.664093	0.5067
C(18)	0.031230	0.019287	1.619252	0.1055
C(19)	-0.007308	0.019276	-0.379144	0.7046
C(20)	0.003130	0.019338	0.161868	0.8714
C(21)	-0.016007	0.019400	-0.825069	0.4094
C(22)	-0.001000	0.014139	-0.070720	0.9436

R-squared	0.895258	Mean dependent var	0.000172
Adjusted R-squared	0.894728	S.D. dependent var	0.003188
S.E. of regression	0.001034	Akaike info criterion	-10.90465
Sum squared resid	0.004440	Schwarz criterion	-10.87123
Log likelihood	22763.65	Hannan-Quinn criter.	10.89283
F-statistic	1688.703	Durbin-Watson stat	2.000424
Prob(F-statistic)	0.000000		

Koeficient adjustácie a koeficienty krátkodobej kauzality nového modelu LNADAX

Dependent Variable: D(LNADAX)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1/12/1999 1/08/2015

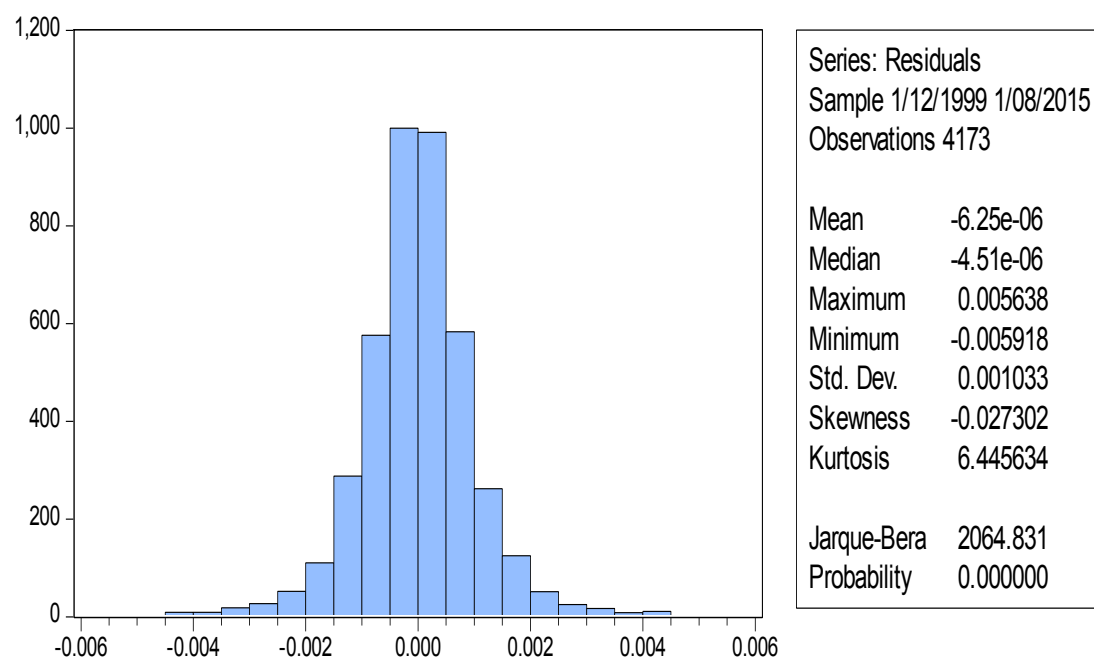
Included observations: 4173 after adjustments

$$D(LNADAX) = C(1) * (LNADAX(-1) - 0.501756596025 * LNAIS(-1) + 2.21669136778 * LNAIL(-1) - 11.2208879837) + C(2) * D(LNADAX(-1)) + C(4) * D(LNADAX(-3)) + C(5) * D(LNADAX(-4)) + C(6) * D(LNADAX(-5))$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-8.23E-05	2.89E-05	-2.846689	0.0044
C(2)	0.975252	0.011045	88.29814	0.0000
C(4)	-0.044862	0.018694	-2.399855	0.0164
C(5)	0.048293	0.021658	2.229849	0.0258
C(6)	-0.038537	0.015459	-2.492865	0.0127

R-squared	0.894923	Mean dependent var	0.000171
Adjusted R-squared	0.894822	S.D. dependent var	0.003188
S.E. of regression	0.001034	Akaike info criterion	-10.90970
Sum squared resid	0.004456	Schwarz criterion	-10.90211
Log likelihood	22768.09	Hannan-Quinn criter.	-10.90702
F-statistic	1688.703	Durbin-Watson stat	1.986116
Prob(F-statistic)	0.000000		

Výsledky testu normality modelu LNADAX



Výsledky testu autokorelácie modelu LNADAX

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.530841	Prob. F(7,4161)	0.0797
Obs*R-squared	4.977085	Prob. Chi-Square(7)	0.0830

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1/12/1999 1/08/2015

Included observations: 4173

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.000304	0.000312	-0.974711	0.3298
C(2)	-2.115781	1.888693	-1.120236	0.2627
C(4)	1.749376	1.690621	1.034753	0.3008
C(5)	1.043489	0.493100	2.116181	0.0344
C(6)	-0.903864	0.385289	-2.345938	0.0190
RESID(-1)	2.122016	1.889060	1.123319	0.2614
RESID(-2)	2.057968	1.842954	1.116669	0.2642
RESID(-3)	0.263884	0.375841	0.702116	0.4826
RESID(-4)	-0.882441	0.365476	-2.414501	0.0158
RESID(-5)	0.033974	0.064309	0.528296	0.5973
RESID(-6)	0.065139	0.070407	0.925181	0.3549
RESID(-7)	0.078526	0.025472	3.082831	0.0021
R-squared	0.004697	Mean dependent var	-6.25E-06	
Adjusted R-squared	0.002066	S.D. dependent var	0.001033	
S.E. of regression	0.001032	Akaike info criterion	-10.91109	
Sum squared resid	0.004435	Schwarz criterion	-10.89287	
Log likelihood	22777.99	Hannan-Quinn criter.	-10.90465	
Durbin-Watson stat	2.000367			

Výsledky testu heteroskedasticity modelu LNADAX

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	64.56068	Prob. F(7,4165)	0.0000
Obs*R-squared	408.4715	Prob. Chi-Square(7)	0.0000
Scaled explained SS	1109.613	Prob. Chi-Square(7)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Sample: 1/12/1999 1/08/2015

Included observations: 4173

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.99E-05	1.32E-06	15.04159	0.0000
LNADAX(-1)	-8.71E-05	3.55E-05	-2.456466	0.0141
LNAIS(-1)	5.37E-07	8.78E-08	6.118296	0.0000
LNAIL(-1)	-1.39E-06	2.06E-07	-6.751230	0.0000
LNADAX(-2)	0.000169	7.87E-05	2.154519	0.0313
LNADAX(-3)	-0.000102	8.61E-05	-1.189023	0.2345
LNADAX(-4)	-0.000111	7.86E-05	-1.407474	0.1594
LNADAX(-5)	0.000129	3.55E-05	3.627373	0.0003

R-squared	0.097884	Mean dependent var	1.07E-06
Adjusted R-squared	0.096368	S.D. dependent var	2.49E-06
S.E. of regression	2.37E-06	Akaike info criterion	-23.06636
Sum squared resid	2.34E-08	Schwarz criterion	-23.05421
Log likelihood	48135.96	Hannan-Quinn criter.	-23.06207
F-statistic	64.56068	Durbin-Watson stat	1.711907
Prob(F-statistic)	0.000000		